



Essais sur le crédit, les banques et l'équilibre macroéconomique

Vincent Bouvatier

► To cite this version:

Vincent Bouvatier. Essais sur le crédit, les banques et l'équilibre macroéconomique. Economies et finances. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I, 2007. Français. NNT: . tel-00226331

HAL Id: tel-00226331

<https://theses.hal.science/tel-00226331>

Submitted on 30 Jan 2008

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITÉ DE PARIS 1 - PANTHÉON SORBONNE

U.F.R. DE SCIENCES ÉCONOMIQUES

Année 2007

Numéro attribué par la bibliothèque

|0|0|0|0|0|0|0|0|0|0|

THÈSE

Pour l'obtention du grade de
Docteur de l'Université de Paris 1
Discipline : Sciences économiques

Présentée et soutenue publiquement par

Vincent BOUVATIER

Le 22 novembre 2007

ESSAIS SUR LE CRÉDIT, LES BANQUES ET L'ÉQUILIBRE MACROÉCONOMIQUE

Directeur de thèse : M. Christian Bordes, Professeur à l'Université de Paris 1

JURY :

M. Christian Bordes (Directeur)

M. Thierry Chauveau

M. Olivier de Bandt

Professeur à l'Université de Paris 1

Professeur à l'Université de Paris 1

Adjoint au Directeur des Analyses

Macroéconomiques et de la Prévision

à la Banque de France

M. Jean-Paul Pollin (Rapporteur)

M. Amine Tarazi

M. Christophe Tavéra (Rapporteur)

Professeur à l'Université d'Orléans

Professeur à l'Université de Limoges

Professeur à l'Université de Rennes 1

L'Université de Paris 1 Panthéon Sorbonne n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Remerciements

Je tiens en tout premier lieu à adresser mes remerciements les plus respectueux à mon directeur de thèse, Christian Bordes, pour l'aide qu'il m'a apportée au long de ces quatre années de thèse. Son soutien, ses encouragements, ses précieux conseils et le temps qu'il m'a consacré m'ont été d'un grand profit.

Je remercie Jean-Paul Pollin et Christophe Tavéra qui ont accepté d'être rapporteurs de cette thèse. Je les remercie également de m'avoir fait bénéficier de leurs remarques éclairées lors d'une présoutenance. J'espère être parvenu dans la version finale de cette thèse à intégrer correctement les différents points abordés durant cette présoutenance. Mes remerciements s'adressent aussi à Thierry Chauveau, Olivier de Bandt et Amine Tarazi qui ont accepté d'être membres du jury.

J'exprime ma profonde gratitude à Thérèse Chevallier-Farat, Jézabel Couppey-Soubeyran et Gunther Capelle-Blancard. Leur expérience, leur disponibilité et l'attention qu'ils m'ont portée depuis le début de cette thèse ont été favorable à l'avancement de mes travaux. Les sympathiques et non moins avisés Nicolas Couderc, Jérôme Héricourt, Marie-Aude Laguna et Julien Reynaud ont aussi joué un rôle important dans le bon déroulement de cette thèse. Ce travail fut d'autant plus agréable en leur compagnie. Je les remercie vivement. J'ai également une pensée chaleureuse pour tous ceux que j'ai eu le plaisir de côtoyer à la MSE et à ses alentours. Commencée à Paris, cette thèse vient de s'achever à Rennes. Je remercie Mihasonirina Andrianaiivo, Julien Licheron, Guillaume L'Oeillet, Ludvine Martin, Nathalie Colombier, Aurélien Eyquem et Fabien Rondeau pour les échanges que j'ai eu avec eux durant cette fin de thèse.

Je remercie Eric Girardin de m'avoir fait partager certaines de ses connaissances sur l'économie de la Chine et en économétrie lors de différentes discussions.

Je souhaite témoigner toute ma reconnaissance à Laetitia Lepetit. Ses qualités scientifiques et humaines, ainsi que son dynamisme, rendent notre collaboration agréable et enrichissante. Nos projets communs m'ont conduit à quelques reprises à l'université de Limoges, ce qui peut s'apparenter à un pèlerinage bien légitime pour un doctorant de Christian Bordes. Ces quelques séances de travail m'ont donné l'occasion de rencontrer Céline Crouzille, Emanuelle Nyse, Elisabeth Olivier, Philippe Rous et Alain Sauviat. Je les remercie pour leur accueil et leur sympathie. De Limoges à Birmingham, il n'y a qu'un pas que j'ai eu le plaisir de franchir deux étés de suite. Je remercie David Dickinson et Andy Mullineux pour leur accueil. Ces vacances studieuses ont été fort instructives.

Cette thèse a bénéficié des relectures de Sébastien Bouvatier, Jézabel Couppey-Soubeyran, Jérôme Héricourt, Laetitia Lepetit, Julien Licheron, Elisabeth Olivier et Céline Poilly. Je les remercie de leurs efforts pour tenter de minimiser mes insuffisances orthographiques, grammaticales et stylistiques.

Je n'oublie pas deux "potes de galère" de longue date. Merci Will de m'avoir continuellement montré que je n'avais aucun avenir dans le basket et que j'avais donc tout intérêt à finir cette thèse. Merci Matth pour tous tes enseignements et toutes tes remarques dignes d'un Bukowski des temps modernes.

Je suis très reconnaissant envers mon frère. Tout est toujours plus facile quand quelqu'un ouvre la marche. Je suis également très reconnaissant envers mes parents pour leur soutien et leur présence.

Mes derniers mots s'adressent à Céline que je remercie en toute simplicité.

Table des matières

| | |
|---|-----------|
| Introduction générale | 7 |
| 1 Accumulation de réserves de change et stabilité monétaire : le cas de la Chine | 29 |
| Introduction | 31 |
| 1.1 Libéralisation financière en Chine | 34 |
| 1.1.1 Libéralisation du secteur bancaire | 34 |
| 1.1.2 Libéralisation des mouvements de capitaux | 44 |
| 1.1.3 Implications d'une accumulation de réserves de change | 47 |
| 1.2 Evaluation empirique de la stabilité monétaire | 51 |
| 1.2.1 Données et spécification du VECM | 51 |
| 1.2.2 Estimation de la relation de cointégration | 55 |
| 1.2.3 Fonctions de réponse | 69 |
| 1.3 Efficacité de la politique de stérilisation | 74 |
| 1.3.1 Mesures de stérilisation prises par la PBC | 74 |
| 1.3.2 Tests de causalité directe | 76 |
| 1.3.3 Tests de causalité indirecte | 81 |
| 1.3.4 Limites et coûts des opérations de stérilisation | 85 |
| Conclusion | 88 |
| Annexe du Chapitre 1 | 91 |
| A Bilans de la banque centrale et du secteur bancaire | 93 |

| | | |
|---|--|-----|
| B | Sources et représentation graphique des données | 95 |
| C | Méthode d'estimation | 97 |
| D | Résultats complémentaires pour les estimations | 101 |
| E | Résultats complémentaires pour les fonctions de réponse et les tests de causalité | 104 |

2 Règles de provisionnement et fluctuations des crédits : une approche

| | |
|---|------------|
| théorique | 111 |
| Introduction | 113 |
| 2.1 Fonds propres, provisions et offre de crédit | 115 |
| 2.1.1 Réglementation internationale sur les fonds propres | 116 |
| 2.1.2 Fonds propres réglementaires et offre de crédit | 119 |
| 2.1.3 Réglementation sur les provisions pour pertes | 124 |
| 2.1.4 Evolution contracyclique des provisions pour pertes | 129 |
| 2.2 Modélisation de la firme bancaire | 135 |
| 2.2.1 Le bilan de la firme bancaire | 136 |
| 2.2.2 Origine et répartition du profit de la banque | 136 |
| 2.2.3 Réglementation des fonds propres | 139 |
| 2.2.4 Prêts non performants et passations en charges | 140 |
| 2.2.5 Réserves pour pertes et provisions pour pertes | 141 |
| 2.2.6 Les taxes | 145 |
| 2.2.7 Demande spécifique de crédit | 145 |
| 2.3 Le comportement de maximisation de la banque | 146 |
| 2.3.1 Les conditions du premier ordre | 147 |
| 2.3.2 Cycle économique et marché du crédit | 150 |
| 2.4 Simulation du modèle | 155 |
| 2.4.1 Dynamiques complémentaires | 155 |
| 2.4.2 Spécification des chocs | 156 |
| 2.4.3 Calibrage des paramètres | 157 |

| | | |
|--|--|------------|
| 2.4.4 | Fonctions de réponse | 163 |
| 2.5 | Implications pour la politique réglementaire | 171 |
| 2.5.1 | Réglementation prudentielle et provisionnement | 171 |
| 2.5.2 | Comptabilité en juste valeur et provisionnement | 172 |
| | Conclusion | 180 |
| Annexe du Chapitre 2 | | 183 |
| A | Résolution des programmes | 185 |
| B | Log-linéarisation des CPO | 188 |
| C | Calibrage des paramètres | 191 |
| D | Simulations complémentaires | 195 |
| 3 Comportements de provisionnement des banques et fluctuations des crédits : une approche empirique | | 197 |
| | Introduction | 199 |
| 3.1 | Données et statistiques descriptives | 202 |
| 3.2 | Détermination des provisions pour pertes | 206 |
| 3.2.1 | Spécification des comportements de provisionnement | 206 |
| 3.2.2 | Résultats empiriques | 213 |
| 3.2.3 | Composantes non discrétionnaire et discrétionnaire | 221 |
| 3.3 | Détermination des variations des crédits | 223 |
| 3.3.1 | Spécification économétrique | 223 |
| 3.3.2 | Résultats empiriques | 226 |
| 3.3.3 | Procédures de robustesse | 234 |
| | Conclusion | 235 |
| Annexe du Chapitre 3 | | 239 |
| A | Méthode d'estimation | 241 |
| B | Déterminants des provisions pour pertes : résultats complémentaires . . | 248 |
| C | Variations des crédits et provisions : résultats complémentaires | 253 |

| | | |
|----------|---|------------|
| D | Procédures de robustesse | 256 |
| 4 | Politique monétaire et rigidités sur les taux d'intérêt des crédits | 265 |
| | Introduction | 267 |
| 4.1 | Du canal du CMP aux rigidités sur le taux des crédits | 270 |
| 4.2 | Présentation du modèle micro-fondé | 275 |
| 4.2.1 | L'intermédiaire représentatif sur le marché du travail | 276 |
| 4.2.2 | Les ménages | 277 |
| 4.2.3 | L'entreprise représentative de bien final | 281 |
| 4.2.4 | Les entreprises de biens intermédiaires | 282 |
| 4.2.5 | Les intermédiaires financiers | 285 |
| 4.2.6 | La banque centrale | 288 |
| 4.3 | Le modèle log-linéarisé | 289 |
| 4.4 | Méthode d'estimation du modèle théorique | 292 |
| 4.4.1 | Paramètres calibrés | 292 |
| 4.4.2 | Estimation des paramètres | 294 |
| 4.5 | Résultats des estimations | 298 |
| 4.5.1 | Fonctions de réponse empiriques | 299 |
| 4.5.2 | Fonctions de réponse théoriques et paramètres estimés | 305 |
| 4.5.3 | Sensibilité des résultats au choix de la règle de politique monétaire | 314 |
| 4.6 | Effets de <i>pass-through</i> et de lissage | 318 |
| 4.6.1 | Approximation de l'effet de <i>pass-through</i> | 318 |
| 4.6.2 | Interactions des déterminants de l'effet de <i>pass-through</i> | 322 |
| 4.7 | Analyse contrefactuelle | 328 |
| 4.7.1 | Rigidités sur les prix et sur les salaires | 328 |
| 4.7.2 | Rigidités sur le taux des crédits et concurrence entre les intermé- diaires financiers | 332 |
| 4.7.3 | Décomposition du coût marginal réel | 336 |
| | Conclusion | 339 |

| | |
|--|------------|
| Annexe du Chapitre 4 | 341 |
| A Résolution des programmes des agents | 343 |
| B Le modèle log-linéarisé | 349 |
| C Résumé du modèle | 358 |
| D Sources des données | 359 |
| E Tests de spécification des modèles VAR | 362 |
| F Effets de lisage et de <i>pass-through</i> | 368 |
| G Résultats de l'analyse contrefactuelle pour la zone euro | 371 |
| Conclusion générale | 373 |
| Bibliographie | 381 |

Introduction générale

La libéralisation et le développement des activités financières observés durant les dernières décennies ont modifié sensiblement le rôle joué par les systèmes financiers dans les dynamiques des principales variables macroéconomiques d'un pays. Les implications de cette libéralisation et de ce développement financier concernent aussi bien les pays développés que les pays émergents et portent aussi bien sur les dynamiques de long terme que sur les dynamiques de court terme des variables macroéconomiques.

Ce constat, sur l'importance accrue du système financier dans le fonctionnement d'une économie, est fréquemment mis en avant par la Banque des Règlements Internationaux (BRI). Dans son 71ème rapport annuel, la BRI remarque par exemple que :

«La libéralisation des systèmes financiers, au cours des dernières décennies, a amélioré l'offre de services dans ce domaine et l'allocation des ressources. Il est possible, cependant, qu'elle ait aussi accentué les cycles financiers qui, en contribuant à leur tour à amplifier les phases macroéconomiques, n'ont que trop fréquemment débouché, par le passé, sur de coûteuses crises bancaires.» (BRI, 2001)

L'allocation des ressources dans un environnement incertain est en effet facilitée par la libéralisation et le développement des systèmes financiers. Une littérature empirique abondante sur le thème finance et croissance, marquée en particulier par les contributions de King et Levine (1993) et de Levine (1997), montre que le développement financier d'un pays affecte positivement son taux de croissance de long terme. L'émergence de marchés et d'intermédiaires financiers permet notamment de mobiliser plus efficacement l'épargne, de renforcer le contrôle des activités financières et d'améliorer la

gestion des risques. L'accumulation du capital et le financement d'activités innovantes se trouvent ainsi facilités pour les entreprises, permettant une croissance plus soutenue de l'économie.

Une littérature également abondante et diversifiée s'est intéressée à l'analyse des interactions du cycle de l'activité économique et du cycle financier. La définition du cycle financier n'est pas aisée mais ce dernier peut globalement être appréhendé par l'ensemble des fluctuations de court terme enregistrées sur les marchés des actifs financiers et du crédit. Borio et al. (2001) considèrent notamment que les activités financières sont excessivement procycliques et renforcent l'amplitude du cycle de l'activité économique.

Dans notre travail, nous allons nous concentrer sur les dynamiques de court terme du marché du crédit. De nombreuses analyses montrent que les fluctuations sur le marché du crédit jouent un rôle central dans le cycle financier (Borio et al., 1994 ; FMI, 2000 ; BIS, 2001). Borio et al. (1994) remarquent en particulier que les développements des marchés du crédit au début des années 1980 dans les pays développés ont permis de relâcher un certain nombre de contraintes sur les possibilités de financement offertes par le secteur bancaire. La forte expansion des crédits rendue ainsi possible peut favoriser et soutenir des hausses des prix des actifs en fournissant des liquidités aux agents. En retour, une hausse des prix des actifs peut renforcer la capacité de certains agents à obtenir des crédits, conduisant par conséquent à un mécanisme auto-entretenu.

Les répercussions sur l'équilibre macroéconomique des dynamiques de court terme du marché du crédit peuvent également être mises en avant, notamment lorsqu'elles conduisent à une crise bancaire. En considérant un échantillon large de pays sur plus d'un siècle, Bordo et al. (2001) estiment que les pertes cumulées en termes de croissance du PIB durant une crise bancaire sont en moyenne de 8,4%. Ces pertes s'élèvent à 14,5% quand les crises bancaires sont jumelées avec une crise de change. Le FMI (1998) et Hoggarth et al. (2002) montrent aussi que l'occurrence d'une crise bancaire a un coût élevé en termes de perte de croissance économique. Les crises bancaires ont également

un coût budgétaire. Honohan et Klingebiel (2003) estiment à partir d'un échantillon de 40 crises bancaires que les gouvernements sont amenés à utiliser en moyenne des fonds publics à hauteur de 12,8% du PIB pour redresser le système bancaire. Les dynamiques de court terme du marché du crédit n'ont cependant pas besoin de conduire à une crise bancaire pour affecter significativement l'équilibre macroéconomique. Par exemple, Peek et al. (2003) identifient des chocs d'offre de crédit à partir d'informations confidentielles sur la situation financière des banques collectées par le superviseur bancaire aux Etats-Unis. Ils montrent que ces chocs affectent significativement le taux de croissance du PIB. Ces chocs d'offre de crédit peuvent également être liés à l'évolution du cadre réglementaire comme le montrent Benk et al. (2005). Nous aurons l'occasion dans cette introduction générale de revenir sur ce point.

La crise actuelle sur le marché des prêts immobiliers à risque (*subprimes*) aux Etats-Unis illustre très bien le rôle central du marché du crédit dans les dynamiques d'une économie¹. Au niveau de la sphère financière, deux mécanismes se révèlent particulièrement importants. Premièrement, l'utilisation de valeurs de sûretés (collatéraux) pour garantir la solvabilité des emprunteurs peut inciter les banques à adopter un comportement laxiste de distribution de crédits². Dans un contexte de liquidités abondantes, ce comportement a nourri la bulle immobilière aux Etats-Unis entre 2001 et 2006. Deuxièmement, le recours à la titrisation s'est traduit par une diffusion des risques sur l'ensemble du système financier. La crise des *subprimes* a ainsi pris la dimension d'une crise financière internationale à partir de l'été 2007. Les indices des principales places boursières mondiales ont enregistré des corrections et un climat de méfiance s'est installé sur le marché interbancaire. Les banques centrales des Etats-Unis, de la zone euro et du Japon sont intervenues en tant que prêteur en dernier ressort afin de contenir la

¹Pour des détails sur le développement du marché des prêts immobiliers à risque aux Etats-Unis et sur l'origine de la crise actuelle, voir Kiff et Mills (2007).

²Les prêts immobiliers à risque s'appuient sur des garanties hypothécaires. En l'absence de baisse des prix de l'immobilier, les défauts des emprunteurs ne sont donc pas nécessairement problématiques pour les banques.

propagation des effets de la crise. Cependant, les implications de cette crise au niveau de la sphère réelle restent encore incertaines.

Nous pouvons ainsi remarquer que la réglementation prudentielle, les pratiques comptables ainsi que la conduite de la politique monétaire doivent accorder une attention particulière à la composante procyclique des activités financières afin de préserver la stabilité financière et plus globalement la stabilité macroéconomique³.

L'approche retenue dans notre travail consiste donc à se focaliser sur les principaux déterminants des fluctuations de court terme sur le marché du crédit afin d'analyser leurs implications pour les actions de la banque centrale.

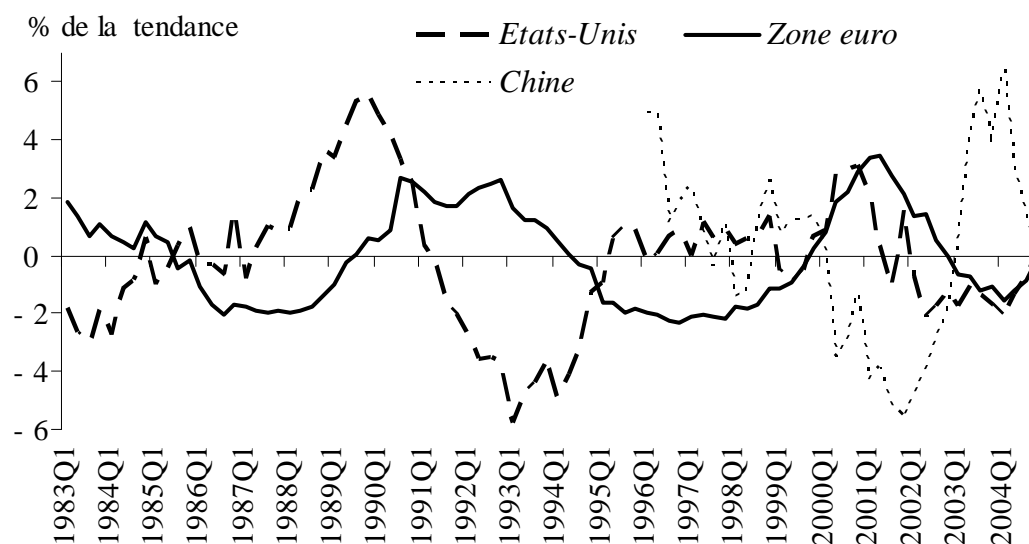
Dans cette introduction générale, nous allons dans une première section dégager quelques faits saillants relatifs aux fluctuations de court terme sur le marché du crédit. Nous allons ensuite dans une seconde section présenter les déterminants des fluctuations de court terme sur le marché du crédit qui vont retenir notre attention au long de cette thèse. Enfin, dans une troisième section, nous présenterons le plan retenu dans notre travail.

1. Quelques faits saillants

Les évolutions des agrégats de crédit peuvent être décomposées en une tendance de long terme et une composante de court terme. La tendance de long terme est principalement liée à la croissance tendancielle de l'activité économique et à la bancarisation de l'économie. La composante de court terme retrace des expansions et des contractions non durables des agrégats de crédit.

³Nous ne nous plaçons pas ici dans la lignée des idées développées notamment par Borio et al. (2003) et Borio et White (2004) considérant que les banques centrales devraient prendre en considération explicitement un objectif de stabilité financière dans la conduite de leur politique monétaire. Nous notons simplement que des instabilités dans la sphère financière peuvent être une source de pressions inflationnistes et ainsi conduire à une réaction de la politique monétaire.

FIG. 0-1: Cycle du crédit



Source : FMI- IFS pour les données sur les Etats- Unis et la Chine ; BCE pour la zone euro.

Note : le filtre Hodrick Prescott est appliqué sur des series déflatées avec l'indice de prix du PIB.

Le graphique 0-1 représente les fluctuations de court terme des crédits à l'économie pour la zone euro, les Etats-Unis et la Chine⁴, obtenues avec un filtre Hodrick Prescott⁵. En première approximation, ces fluctuations de court terme peuvent être apparentées au cycle du crédit. Nous pouvons observer ainsi pour les Etats-Unis que les phases hautes du cycle du crédit à la fin des années 1980 et des années 1990 coïncident avec des périodes de forte croissance de l'activité économique et de progression rapide des prix des actifs financiers et/ou immobiliers. De même, la récession du début des années

⁴Le choix de ces économies correspond à la volonté d'avoir des économies développées ou émergentes et, dans le premier cas, des économies où les modes de financement (orientés banque ou marché) sont différents.

⁵Nous considérons des données trimestrielles sur la période 1983-2005 pour les Etats-Unis et la zone euro. La disponibilité de données sur les agrégats de crédits est limitée pour la zone euro. La BCE propose des données rétropolées à partir de 1983 sur le volume de crédits distribués par les IFM au secteur privé résident (hors IFM). Pour la Chine, nous considérons la période 1996-2005 dans la mesure où le secteur bancaire commence à avoir un certain degré de liberté dans l'allocation de ses crédits uniquement à partir du milieu des années 1990. Enfin, les données utilisées pour la Chine et les Etats-Unis proviennent de la base IFS du FMI (code 32d intitulé *claims on other sectors* pour la Chine et *claims on private sector* pour les Etats-Unis).

1990 aux Etats-Unis, marquée par un krach immobilier, correspond à une période où les volumes de crédits sont sensiblement en dessous de leur niveau normal. Des écarts durables des agrégats de crédit par rapport à leur tendance de long terme peuvent également être identifiés pour la zone euro et pour la Chine. Les fluctuations de court terme sur le marché du crédit dans les pays développés et dans les pays émergents peuvent ainsi partager des caractéristiques similaires.

TAB. 1: Statistiques descriptives sur les cycles du crédit

| | Zone euro | Etats-Unis | Chine |
|--------------------------------------|------------|------------|------------|
| <u>Fluctuations de court terme :</u> | | | |
| - Moyenne sur les valeurs absolues | 1,42 | 1,82 | 2,60 |
| - Ecart-type | 1,63 | 2,33 | 3,15 |
| - Autocorrélation | 0,95 | 0,90 | 0,83 |
| - Minimum / Maximum | -2,33/3,44 | -5,78/5,59 | -5,60/6,42 |
| <u>Agrégat de crédit :</u> | | | |
| - Taux de croissance annuel moyen | 3,64% | 3,69% | 14,57% |

Source : FMI pour les données sur les Etats-Unis et la Chine ; BCE pour la zone euro.

Le tableau 1 regroupe des statistiques descriptives concernant l'ampleur et la persistance des cycles du crédit représentés sur le graphique 0-1 afin de pouvoir les comparer plus précisément. Les moyennes sur les valeurs absolues et les écarts-types permettent de comparer les amplitudes alors que les autocorrélations permettent de comparer les persistances. Sur la période 1983-2005, le tableau 1 montre que le cycle du crédit de la zone euro a été légèrement plus persistant et de plus faible ampleur que celui des Etats-Unis. Le graphique 0-1 laissait déjà apparaître que le cycle du crédit de la zone euro était plus régulier et enregistrait des valeurs extrêmes moins marquées que celui des Etats-Unis. Le cycle du crédit de la Chine (évalué sur la période 1996-2005) se

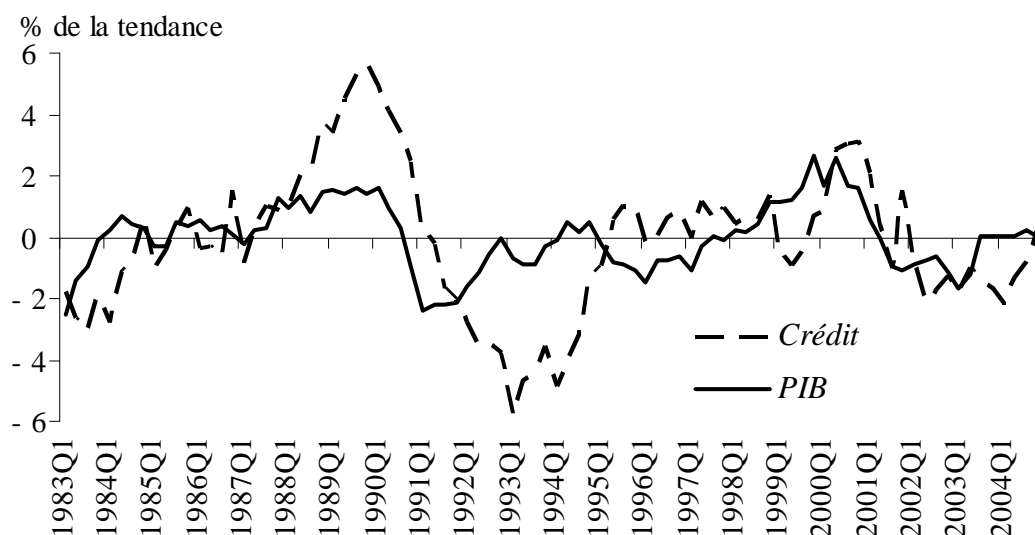
révèle plus prononcé que ce que nous observons pour la zone euro et les Etats-Unis. Nous pouvons noter en particulier que la moyenne sur les valeurs absolues et l'écart-type du cycle du crédit de la Chine sont quasiment deux fois supérieurs à ceux calculés pour la zone euro. Le cycle du crédit de la Chine apparaît également légèrement moins persistant avec une autocorrélation de 0,83 contre 0,90 et 0,95 respectivement pour les Etats-Unis et la zone euro. Sur le marché du crédit chinois, les écarts par rapport à la tendance de long terme s'accumulent et se résorbent donc plus rapidement et atteignent des valeurs plus élevées. Ces résultats sont conformes à ce que nous pouvons attendre d'une comparaison entre des pays développés et des pays émergents.

Les tendances de long terme sur le marché du crédit peuvent être appréhendées globalement à partir des taux de croissance des agrégats de crédit, ce qui permet d'illustrer une distinction forte entre pays développés et pays émergents. Les taux de croissance annuels moyens sont très proches entre la zone euro et les Etats-Unis, respectivement de 3,64% et 3,69% alors qu'il est de 14,47% pour la Chine. Cette différence reflète un phénomène de rattrapage économique et financier se manifestant par une croissance tendancielle plus élevée et par une bancarisation soutenue de l'économie chinoise.

Les fluctuations de court terme sur le marché du crédit peuvent être rapprochées du cycle de l'activité économique afin d'illustrer précisément le caractère procyclique du cycle du crédit. Sur les graphiques 0-2 et 0-3 nous représentons, respectivement pour les Etats-Unis et la zone euro, le cycle du crédit et le cycle de l'activité⁶. Nous pouvons ainsi observer clairement sur ces deux graphiques la synchronisation entre ces deux cycles. Les composantes de court terme dans les fluctuations des agrégats de crédit et du PIB évoluent donc avec une concordance apparente aux Etats-Unis et dans la zone euro. Cependant, sur la fin des années 1980 et le début des années 1990, le cycle du crédit apparaît nettement plus marqué que le cycle de l'activité pour les Etats-Unis. Ce résultat illustre le fait que certains mécanismes peuvent amplifier le caractère

⁶Nous ne faisons pas un tel graphique pour la Chine. Les données de PIB pour la Chine suggèrent une évolution soutenue et régulière de l'activité économique. La composante cyclique de l'activité économique pouvant être identifiée avec un filtre Hodrick Prescott s'avère donc de faible ampleur.

FIG. 0-2: Cycle du crédit et cycle de l'activité aux Etats-Unis



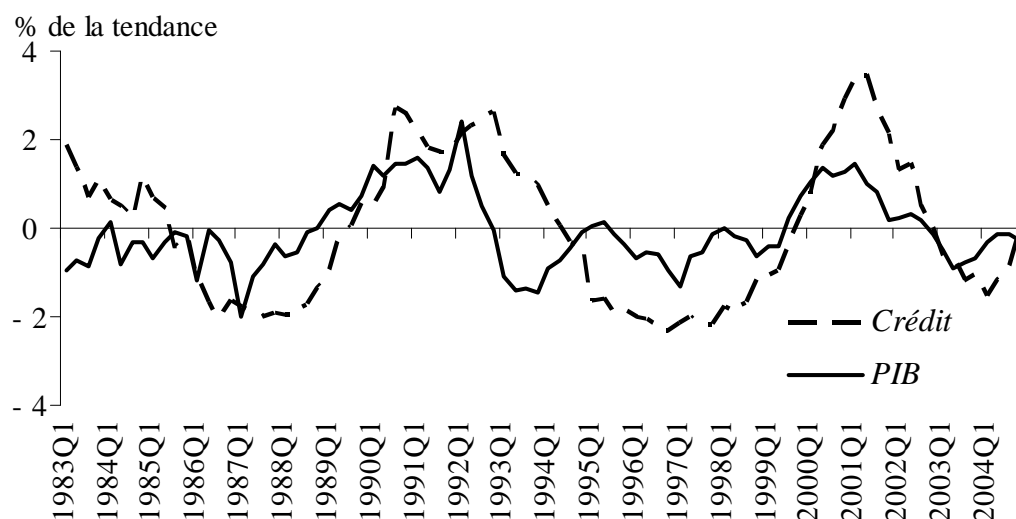
Source : FMI- IFS.

Note : le filtre Hodrick Prescott est appliqué sur des series déflatées avec l'indice de prix du PIB.

procyclique du crédit. Pour la zone euro, un tel décalage n'est pas observé sur la période considérée mais nous pouvons néanmoins observer qu'en moyenne, l'ampleur du cycle du crédit apparaît légèrement plus prononcée que celle du cycle de l'activité.

Dans le tableau 2, nous reportons des statistiques descriptives sur l'ampleur, la persistance et les interdépendances entre les cycles représentés sur les graphiques 0-2 et 0-3. Les moyennes sur les valeurs absolues et les écarts-types confirment que les fluctuations de court terme sur le marché du crédit sont plus prononcées que celles de l'activité économique pour la zone euro comme pour les Etats-Unis. Ces statistiques sont globalement deux fois plus élevées pour le cycle du crédit que pour le cycle de l'activité. Le degré de persistance est par contre similaire entre des différents cycles. Les coefficients d'autocorrélation calculés sont tous proches de 0,90. Les interdépendances entre le cycle du crédit et le cycle de l'activité sont évaluées avec le coefficient de corrélation ainsi qu'avec des tests de causalité à la Granger. Le coefficient de corrélation permet d'apprécier la corrélation instantanée entre les deux cycles. Cette dernière est

FIG. 0-3: Cycle du crédit et cycle de l'activité dans la zone euro



Source : BCE pour la zone euro.

Note : le filtre Hodrick Prescott est appliqué sur des series déflatées avec l'indice de prix du PIB.

de 0,57 pour la zone euro et de 0,52 pour les Etats-Unis, ce qui illustre bien le caractère procyclique du cycle du crédit. Les tests de causalité à la Granger permettent d'appréhender de façon plus dynamique les interdépendances entre les cycles en examinant si les fluctuations de court terme de l'activité économique permettent de prévoir les évolutions des agrégats de crédit et inversement. Pour les Etats-Unis, nous pouvons refuser au seuil de 10% l'hypothèse que le cycle de l'activité ne cause pas au sens de Granger le cycle du crédit alors que nous ne pouvons pas refuser au seuil de 10% l'hypothèse que le cycle du crédit ne cause pas au sens de Granger le cycle de l'activité. Les fluctuations de court terme sur le marché du crédit résultent ainsi en partie des fluctuations de court terme de l'activité économique. Pour la zone euro, les interdépendances apparaissent plus prononcées, les relations de causalité étant bi-directionnelles entre le cycle du crédit et le cycle de l'activité. Ce résultat pourrait refléter la place prépondérante jouée dans la zone euro par le marché du crédit dans le financement de l'activité économique.

TAB. 2: Statistiques descriptives sur le cycle du crédit et le cycle réel d'activité

| | Zone euro | | Etats-Unis | |
|---|---------------|------------|---------------|------------|
| | <i>Crédit</i> | <i>PIB</i> | <i>Crédit</i> | <i>PIB</i> |
| <u>Ampleur et persistance des cycles :</u> | | | | |
| - Moyenne sur les valeurs absolues | 1,42 | 0,68 | 1,82 | 0,86 |
| - Ecart-type | 1,63 | 0,84 | 2,33 | 1,09 |
| - Autocorrélation | 0,95 | 0,86 | 0,90 | 0,88 |
| - Minimum / Maximum | -2,33/3,44 | -1,99/2,29 | -5,78/5,59 | -2,51/2,64 |
| <u>Interdépendance entre les cycles :</u> | | | | |
| - Coefficient de corrélation | 0,57 | | 0,52 | |
| - <i>Crédit</i> ne Granger-cause pas <i>PIB</i> | 0,02 | | 0,96 | |
| - <i>PIB</i> ne Granger-cause pas <i>Crédit</i> | 0,07 | | 0,02 | |

Source : FMI pour les données sur les Etats-Unis ; BCE pour la zone euro.

Note : sur les lignes "*Crédit* ne Granger-cause pas *PIB*" et "*PIB* ne Granger-cause pas *Crédit*", nous reportons la probabilité associée à l'hypothèse nulle de ces tests de Granger. Ces tests sont réalisés dans le cadre d'un système VAR(4) bivarié. La spécification retenue pour la zone euro intègre également deux indicatrices temporelles (1990Q3 et 1992Q1) permettant d'obtenir la normalité des résidus.

2. Déterminants des fluctuations sur le marché du crédit et équilibre macroéconomique

Une approche très générale des déterminants des fluctuations sur le marché du crédit consiste à évaluer empiriquement les relations entre les agrégats de crédit et les principales variables macroéconomiques (Balke, 2000 ; Hofmann, 2004 ; Calza et al., 2006 ; Calza et Sousa, 2006). Les analyses ainsi menées sont intéressantes pour illustrer le rôle central du marché du crédit dans les dynamiques macroéconomiques d'un pays. L'approfondissement de ces analyses consiste à expliquer et distinguer les origines des fluctuations sur le marché du crédit. Ces distinctions sont nécessaires pour les autori-

tés publiques chargées d'assurer la stabilité macroéconomique. Par exemple, les actions que les régulateurs bancaires peuvent envisager pour promouvoir la stabilité du système bancaire dépendent des origines des fluctuations sur le marché du crédit. De même, les banques centrales doivent être capables d'évaluer dans quelle mesure un choc de politique monétaire affecte les fluctuations sur le marché du crédit afin d'estimer les conséquences de leurs décisions de politique monétaire.

Dans notre travail, nous allons nous focaliser sur trois déterminants importants des fluctuations sur le marché du crédit : les mouvements de capitaux, la réglementation bancaire et la politique monétaire.

2.1 Flux de capitaux et pays émergents

Les flux de capitaux sont considérés comme un facteur relativement important pour expliquer les fluctuations du marché du crédit, notamment dans les pays émergents. De fortes entrées de capitaux peuvent conduire à des excès de liquidités dans l'économie. Les banques bénéficient ainsi de ressources abondantes pour accroître leur activité de crédit. Hernández et Landerretche (2002) montrent en particulier que la probabilité que des entrées importantes de capitaux provoquent un boom du crédit est plus élevée dans les pays émergents et en développement que dans les pays développés (40% contre 10%). Les résultats avancés par le FMI (2004) vont dans le même sens. En considérant un échantillon de 28 pays émergents sur la période 1970-2002, le FMI (2004) montre que deux tiers des booms du crédit observés⁷ se sont produits pendant des périodes de fortes entrées de capitaux. Ces périodes de booms des crédits sont favorables à l'accumulation de déséquilibres financiers mais ne conduisent pas nécessairement à une crise bancaire (Gourinchas et al., 2001). Cependant, les crises bancaires sont fréquemment précédées d'un boom du crédit.

⁷Dans son approche, le FMI (2004) définit un boom du crédit comme une période sur laquelle l'écart, par rapport à sa valeur de long terme, du taux de croissance des crédits au secteur privé est supérieur à 1,75 fois son écart-type.

Cette distinction entre pays développés et pays émergents ou en développement peut résulter en partie d'un fonctionnement différent des marchés du crédit⁸. Les entrées de capitaux dans les pays émergents ont été rendues possibles principalement à partir des années 1990. Cette ouverture financière s'accompagne généralement d'une libéralisation du secteur bancaire, se traduisant notamment par la levée d'un certain nombre de contraintes administratives et quantitatives sur le marché du crédit. Les banques, qui exerçaient auparavant dans un environnement administré, doivent donc acquérir les compétences commerciales et les techniques de gestion des risques adaptées à un environnement libéralisé. De plus, l'apparition d'une véritable concurrence (pouvant impliquer des banques étrangères) peut être propice à des prises de risques excessives par les banques afin de conserver leurs parts de marché. Le rôle du régulateur bancaire n'est pas neutre dans ces prises de risques excessives. La réglementation prudentielle et les compétences des superviseurs ne sont généralement pas assez renforcées avant la libéralisation du secteur bancaire pour assurer le bon fonctionnement du système bancaire dans un environnement libéralisé. Ainsi, les entrées de capitaux dans les pays émergents peuvent alimenter un marché du crédit en pleine mutation sur lequel les banques et le régulateur sont peu expérimentés pour évaluer les prises de risques. Dans ce contexte, la banque centrale peut recourir à des mesures de stérilisation pour contenir la progression des crédits et ainsi conserver le contrôle des conditions monétaires domestiques. La banque centrale peut envisager des mesures de stérilisation au sens strict du terme avec des opérations d'*open market*. Elle peut également envisager des mesures de stérilisation au sens large du terme avec des actions sur les réserves obligatoires ou avec le retour à des mesures administratives pour limiter la progression des crédits distribués par les banques.

⁸Le rôle des régimes de change peut également être mis en avant. Les taux de change sont généralement moins flexibles dans les pays émergents et en développement.

2.2 Comportement des banques et cadre réglementaire

De nombreuses analyses montrent que les banques modifient leur comportement d'offre de crédit au cours du cycle économique, ce qui peut justifier l'existence d'un cycle du crédit. A partir de données sur des contrats de crédits de banques américaines, Asea et Blomberg (1998) s'intéressent aux termes associés aux contrats de crédits (également appelés standards) appliqués par les banques, correspondant notamment aux taux d'intérêt pratiqués, à la maturité des crédits accordés ou encore aux sûretés (collatéraux) demandées. Asea et Blomberg (1998) montrent que les banques ont tendance à relâcher leurs standards pendant les phases d'expansion économique et à les resserrer pendant les phases de ralentissement économique, conduisant ainsi à une évolution procyclique des agrégats de crédit. Ils montrent également que ce comportement procyclique d'offre de crédit des banques amplifie le cycle de l'activité économique.

Lown et Morgan (2006) parviennent à des conclusions similaires en évaluant les standards pratiqués par les banques à partir du *loan officer opinion survey* collecté par la Réserve Fédérale des Etats-Unis (Fed). Ils constatent qu'un desserrement des standards appliqués par les banques conduit à une expansion des crédits accordés ainsi qu'à une expansion du PIB⁹. En retour, une expansion des crédits conduit à un resserrement des standards, ce qui peut légitimer l'existence d'un cycle du crédit résultant uniquement du comportement d'offre de crédit des banques. L'interdépendance entre les standards appliqués par les banques et la progression de leur offre de crédit suggère donc l'existence d'un mécanisme de retour automatique à l'équilibre.

Un certain nombre de théories sur le comportement des banques peuvent expliquer cette évolution cyclique des standards appliqués par les banques. Guttentag et Herring (1984, 1986) indiquent par exemple que le comportement des banques est caractérisé par une myopie au désastre. Les banques auraient ainsi tendance à sous-estimer la probabilité d'un retournement conjoncturel à mesure que la dernière récession est éloignée

⁹A travers le mécanisme d'accélérateur financier (Kiyotaki et Moore, 1997; Bernanke, 2007), les évolutions des prix des actifs peuvent jouer un rôle important dans le desserrement des standards appliqués par les banques.

dans le temps. Rajan (1994) affirme que le management des banques est fortement influencé par des préoccupations de court terme ainsi que par la perception de la réputation de la banque, pouvant justifier un relâchement des standards appliqués pendant les phases de forte croissance.

Le cadre réglementaire a pour finalité d'éviter que ces types de comportements conduisent à des développements non soutenables de l'activité de crédit. Une attention particulière a été portée à la réglementation prudentielle sur les fonds propres. Dans le cadre de l'accord de Bâle I de 1988, le ratio Cooke représente une contrainte pour le comportement d'offre de crédit des banques reliant les crédits accordés par les banques (pondérés par leurs risques) au niveau des fonds propres. Cette réglementation vise à renforcer la solvabilité des systèmes bancaires mais elle peut également avoir un effet procyclique sur le comportement d'offre de crédit des banques si les fonds propres des banques diminuent sensiblement pendant les phases de ralentissement économique. Cependant, Jackson et al. (1999) concluent que des évolutions procycliques de l'offre de crédit résultant de l'accord de Bâle I n'ont été identifiées que pour certaines occasions rares et dans un petit nombre de pays, comme par exemple aux Etats-Unis durant la récession de 1990-1991. L'accord de Bâle II, visant à une plus grande cohérence entre les exigences minimales en fonds propres et le profil de risque des banques, pourrait cependant renforcer les effets procycliques de la réglementation sur les fonds propres. Cet accord, dont les premières directives sont entrées en vigueur en janvier 2007 pour l'Union européenne, intègre des pondérations du risque de crédit variables dans le temps. Ainsi, un ralentissement économique pourrait conduire à la fois à une contraction des fonds propres et à une augmentation des pondérations du risque de crédit, ce qui rendrait plus probable une saturation par les banques de la contrainte réglementaire. La version finalisée de l'accord de Bâle II a cependant été adaptée afin de limiter les effets procycliques que pourrait avoir cet accord sur le comportement d'offre de crédit des banques.

Une moins grande attention a été accordée à la réglementation sur les provisions pour pertes¹⁰ et à son incidence sur le caractère procyclique du crédit. Cependant, les provisions pour pertes jouent un rôle aussi important que les fonds propres dans la gestion du risque de crédit. Ce point ouvre donc des perspectives de recherches intéressantes. La littérature existante s'est intéressée au comportement de provisionnement des banques et montre notamment que les provisions pour pertes évoluent d'une façon contracyclique. Le coût de provisionnement lié à l'activité de crédit varie donc au cours du cycle économique. Cependant, à notre connaissance, aucune analyse ne s'est intéressée précisément, d'un point de vue théorique ou empirique, à évaluer les effets sur le marché du crédit de ces évolutions contracycliques des provisions pour pertes.

2.3 Politique monétaire et rôle des intermédiaires bancaires

Les banques centrales privilégient majoritairement des ajustements du taux d'intérêt du marché monétaire pour mettre en oeuvre leurs politiques monétaires. Les effets sur le marché du crédit sont donc indirects.

2.3.1 *Canaux de transmission*

La transmission des effets de la politique monétaire s'explique traditionnellement par le canal du taux d'intérêt. Ce dernier indique que les comportements de dépense des agents sont modifiés suite à une variation du taux d'intérêt du marché monétaire si les prix ne sont pas parfaitement flexibles, se traduisant ainsi par une non-neutralité de la politique monétaire sur les variables réelles. Les rigidités sur les prix conduisent en effet à ce qu'une variation des taux d'intérêt nominaux décidée par la banque centrale provoque une modification des taux d'intérêt réels. L'arbitrage entre consommation immédiate et épargne des ménages est donc altéré. De même, le coût d'utilisation du capital est affecté, provoquant une modification des décisions d'investissement des firmes. Dans le cadre du canal du taux d'intérêt, les effets de la politique monétaire se

¹⁰La réglementation sur les provisions définit les règles selon lesquelles les banques doivent couvrir leurs pertes attendues.

manifestent donc par une modification de la demande et justifient ainsi une modification de la demande de crédit s'adressant aux banques.

La littérature portant sur la transmission des effets de la politique monétaire a mis en avant un grand nombre d'autres canaux de transmission afin d'appréhender plus précisément les implications d'une modification des taux d'intérêt. Bernanke et Gertler (1995) mettent notamment en avant le canal du crédit faisant ressortir la non-neutralité du secteur bancaire¹¹ dans la transmission des effets de la politique monétaire. Le canal étroit du crédit prend en considération les imperfections sur le marché des dépôts. Une politique monétaire restrictive se traduit par une contraction de la base monétaire et par conséquent des dépôts, ce qui pourrait affecter le comportement d'offre de crédit des banques. Le canal étroit du crédit se manifeste ainsi quand les banques ne peuvent pas accéder facilement à des sources de financement autres que les dépôts, comme par exemple l'émission de certificats de dépôts ou l'acquisition de nouveaux fonds propres. Les effets d'un choc de politique monétaire sur les conditions de financement d'une banque, et par conséquent sur son comportement d'offre de crédit, dépendent des caractéristiques propres à chaque banque. La littérature empirique sur le canal étroit du crédit, qui dans un premier temps s'est intéressée aux banques américaines (Kashyap et Stein, 1995, 2000 ; Kishan et Opiela, 2000), montre ainsi que les banques de petite taille, peu liquides et peu capitalisées sont amenées à ajuster plus sensiblement leur portefeuille de crédits suite à une modification du taux d'intérêt du marché monétaire. Des applications empiriques sur des banques européennes (Ehrmann et al., 2003 ; Altunbas et al., 2002) valident aussi l'existence d'un canal étroit du crédit.

Bernanke et Gertler (1995) évoquent également l'existence d'un canal large du crédit, généralement appelé canal du bilan, appliquant le concept d'accélérateur financier au cadre de la politique monétaire. Une variation des taux d'intérêt, en affectant la situation financière des emprunteurs, modifie les conditions auxquelles les emprunteurs

¹¹La non-neutralité du secteur bancaire se traduit par une imparfaite substituabilité entre les crédits bancaires et l'émission de titres d'endettement, conduisant ainsi certains agents à être dépendants des crédits bancaires dans leur mode de financement.

peuvent contracter des crédits. Par exemple, lorsque la banque centrale décide d'augmenter les taux d'intérêt, nous pouvons noter d'une part que les coûts associés aux endettements à court terme et à taux variable augmentent, et d'autre part que le prix des actifs (pouvant servir de collatéraux) diminue. Globalement, la situation financière des emprunteurs est donc affaiblie.

Le canal du crédit n'est pas le seul canal accordant un rôle central aux banques dans la transmission des effets de la politique monétaire. D'une part, Van den Heuvel (2002) développe un canal du capital bancaire prenant en considération les imperfections sur le marché des fonds propres des banques. Une politique monétaire restrictive peut en effet réduire les marges d'intérêt perçues par les banques et en conséquence affecter l'évolution de leurs fonds propres. La contrainte réglementaire sur les fonds propres et les coûts associés à l'émission de nouveaux fonds propres peuvent ainsi conduire les banques à contracter leur portefeuille de crédits suite à une augmentation du taux d'intérêt du marché monétaire. D'autre part, le canal du coût marginal de production (*cost channel*), notamment analysé par Barth et Ramey (2001), Ravenna et Walsh (2006), et Chowdhury et al. (2006), prend en considération l'évolution des coûts de financement associés à la réalisation de la production dans la dynamique de l'inflation. Une politique monétaire restrictive peut ainsi générer des pressions inflationnistes en augmentant les coûts de production supportés par les entreprises. Les banques, en tant qu'intermédiaires financiers, jouent un rôle central dans le canal du coût marginal de production.

2.3.2 Taux du marché monétaire et taux sur les crédits

De nombreux travaux empiriques se sont précisément attachés à évaluer l'effet d'une variation du taux d'intérêt du marché monétaire sur les différents taux d'intérêt contrôlés par les banques. Des approches très diversifiées, notamment au niveau de l'agrégation des données considérées et des techniques économétriques utilisées¹², ont fait ressortir un certain nombre de résultats généraux. A court terme, la répercussion d'une

¹²Les travaux peuvent porter sur la zone euro dans son ensemble, sur des pays pris individuellement ou sur des panels de banques. Les techniques économétriques mobilisées font appel aux modèles à

modification du taux d'intérêt du marché monétaire sur les différents taux contrôlés par les banques est incomplète. De plus, le taux de répercussion (ou effet de *pass-through*) diffère selon les produits bancaires et les pays considérés. L'hétérogénéité entre les différents pays peut notamment s'expliquer par le degré de concurrence du secteur bancaire, par la rigidité des coûts supportés par les banques ou encore par le degré de développement des marchés financiers. Enfin, à long terme, tous les travaux ne s'accordent pas à trouver un taux de répercussion complet.

L'hétérogénéité de l'effet de *pass-through* entre les différents pays de la zone euro suscite un intérêt particulier dans la mesure où elle reflète des réactions différentes des secteurs bancaires à une politique monétaire commune. Une homogénéisation des taux de répercussion parmi les différents pays de la zone euro est néanmoins mise en évidence depuis l'introduction de l'euro (Sander et Kleimeier, 2004). De Bondt (2002) se propose d'estimer pour la zone euro sur la période 1996-2001 l'effet d'une modification du taux du marché monétaire sur le taux d'intérêt des crédits. Les estimations montrent que le taux de répercussion à un mois est proche de 50% et qu'il est complet à long terme. Des résultats similaires sont obtenus pour les Etats-Unis par Moazzami (1999). Les estimations réalisées par cet auteur montrent que l'effet de *pass-through* à un mois du taux des Fed Funds sur le taux des crédits est de 42% sur la période 1969-1995 et qu'il est supérieur à 50% quand des sous-échantillons sur les années 1980 et 1990 sont considérés. De plus, Moazzami (1999) obtient des taux de répercussion complets à long terme.

3. Plan de la thèse

Au long de notre travail, nous nous focalisons sur trois déterminants des fluctuations de court terme sur le marché du crédit ainsi que sur leurs implications pour les actions de la banque centrale. Ces trois déterminants illustrent les effets des flux de capitaux, de

correction d'erreurs et à l'économétrie de panel. La revue de la littérature proposée par Kok Sørensen et Werner (2006) traduit bien cette diversité des approches.

la réglementation bancaire et de la politique monétaire sur les dynamiques du marché du crédit et plus généralement sur l'équilibre macroéconomique.

Dans un premier chapitre, nous nous plaçons dans un contexte où le marché du crédit est encore imparfaitement libéralisé et où le système bancaire est fragile. Plus précisément, nous considérons le secteur bancaire chinois qui est actuellement en pleine libéralisation. Les restrictions quantitatives sur la progression des crédits ont été officiellement abandonnées fin 1997. De plus, les taux d'intérêt sur les crédits ont été libéralisés pour la majorité des banques en 2004. Cependant, la banque centrale conserve une certaine capacité à réguler directement la progression du crédit en donnant des instructions ponctuelles aux banques. Le secteur bancaire chinois est également caractérisé par sa fragilité. Des efforts importants sont actuellement réalisés pour que les banques chinoises respectent les normes internationales d'adéquation des fonds propres, que leurs stocks considérables de prêts non performants soient résorbés et que les pertes attendues soient provisionnées.

Dans ce contexte, qui combine également un système de change fixe¹³ et des contrôles sur les mouvements de capitaux de plus en plus poreux, nous nous intéressons aux conditions particulières de la conduite de la politique monétaire. Les principales préoccupations de la banque centrale de Chine portent sur les conséquences pour les conditions monétaires domestiques de l'accumulation à un rythme soutenu de réserves de change. Sur la période 2003-2004, l'accumulation de réserves de change résulte en grande partie d'entrées de capitaux spéculatifs alors que les excédents de la balance courante deviennent le principal moteur de cette accumulation à partir de 2005. Des pressions sur la base monétaire et plus généralement sur la masse monétaire se trouvent ainsi exercées, pouvant se manifester par l'apparition de pressions inflationnistes et par une croissance excessive des crédits. Nous nous interrogeons donc dans le premier chapitre sur l'efficacité des mesures de stérilisation prises par la banque centrale pour

¹³En juillet 2005, la banque centrale de Chine remplace son système de change fixe par un système de change flottant administré. Ce premier mouvement vers davantage de flexibilité reste cependant modeste.

parvenir à conserver le contrôle des conditions monétaires domestiques et plus précisément de la progression des crédits.

Dans le deuxième et le troisième chapitre, nous nous intéressons à la réglementation sur les provisions pour pertes et à son incidence sur le caractère procyclique du crédit. Les provisions pour pertes permettent aux banques de couvrir leurs pertes attendues. Actuellement, des règles rétrospectives sont privilégiées par les régulateurs bancaires. Les banques doivent constater des événements “réels” précis, comme par exemple un défaut ou un retard dans le paiement, pour constituer des provisions pour pertes. La constitution de provisions pour pertes se base ainsi principalement sur des pertes attendues avérées. Des règles prospectives consistant à provisionner des pertes attendues non avérées, c’est-à-dire des pertes attendues sur des prêts performants, sont également envisageables. La Banque d’Espagne a par exemple mis en place depuis 2000 des règles de provisionnement prospectives.

Dans le deuxième chapitre, nous développons un modèle théorique en équilibre partiel d’une firme bancaire représentative. Différents systèmes de provisionnement sont envisagés dans le modèle de façon à distinguer un environnement caractérisé par des règles rétrospectives d’un environnement caractérisé par des règles prospectives. Le modèle théorique et les simulations réalisées nous permettent ainsi de comparer les effets des différentes règles de provisionnement sur les fluctuations du marché du crédit. Dans notre analyse, une attention particulière est accordée au caractère procyclique du crédit.

Dans le troisième chapitre, nous adoptons une approche empirique. La littérature empirique s’intéressant au comportement de provisionnement des banques fait une distinction entre une composante non discrétionnaire et une composante discrétionnaire des provisions pour pertes. La composante discrétionnaire renvoie à l’utilisation de provisions pour pertes dans le cadre d’un objectif de management alors que la composante non discrétionnaire représente les provisions pour pertes constituées pour couvrir les pertes attendues. Les règles de provisionnement étant essentiellement rétrospectives, la

composante non discrétionnaire dépend principalement des prêts non performants identifiés par la banque et évolue de façon contracyclique. Nous cherchons ainsi à évaluer empiriquement si les pratiques de provisionnement des banques en Europe affectent les variations des crédits qu'elles distribuent.

Dans le quatrième chapitre, nous nous intéressons aux effets de la politique monétaire sur les taux d'intérêt des crédits. Nous sommes ainsi amenés à développer un modèle structurel de petite taille intégrant des rigidités réelles et nominales, dans la lignée des travaux de Woodford (2003), permettant d'analyser les effets d'un choc de politique monétaire. Des intermédiaires financiers sont introduits dans le modèle de façon à prendre en compte le canal du coût marginal de production. Des rigidités sur les taux d'intérêt des crédits sont également ajoutées au modèle afin de permettre une répercussion incomplète à court terme du taux d'intérêt du marché monétaire sur le taux d'intérêt des crédits. Le modèle permet ainsi d'estimer les rigidités sur les taux d'intérêt des crédits, d'analyser leurs déterminants et d'évaluer leur rôle dans la transmission des effets de la politique monétaire.

Chapitre 1

Accumulation de réserves de change et stabilité monétaire : le cas de la Chine

Introduction

Durant les deux dernières décennies, les autorités chinoises ont mis en œuvre une libéralisation progressive de leur système financier. Les réformes entreprises, qui concernent principalement le secteur bancaire, reflètent, pour la sphère financière, la transition de la Chine d'une économie centralisée et planifiée vers une économie de marché. Les réformes engagées illustrent également l'ouverture partielle du système financier chinois. Nous pouvons ainsi noter que, progressivement, un certain nombre de restrictions sur les mouvements de capitaux ont été levées. Prasad et Wei (2005) ont établi une chronologie des différentes restrictions abandonnées entre 1980 et 2004.

La conduite de la politique monétaire a été affectée par ce nouvel environnement. La plus grande autonomie de décision accordée aux banques a conduit la banque centrale de Chine (la *People's Bank of China*, PBC) à renoncer à certains de ses instruments directs de politique monétaire. Par ailleurs, des contrôles des capitaux de plus en plus poreux ne représentent plus une protection efficace pour isoler l'économie chinoise des afflux de capitaux étrangers. Des entrées de capitaux autres que des investissements directs étrangers (IDE) peuvent désormais alimenter le système financier chinois et fournir des liquidités excessives au secteur bancaire. En maintenant un système de change fixe, la PBC s'expose donc à un conflit classique entre équilibre interne et équilibre externe.

Sur la dernière décennie, la Chine a enregistré d'importants excédents de la balance courante et des entrées nettes d'IDE soutenues. Prasad et Wei (2005) montrent également que les afflux nets de capitaux autres que les IDE, qui peuvent être considérés comme des entrées de capitaux spéculatifs, ont été particulièrement élevées en 2003 et 2004. Durant ces deux années, ces afflux nets de capitaux étaient même supérieurs aux excédents de la balance courante ou aux entrées nettes d'IDE. Dans le cadre du système de change fixe appliqué par la PBC, ces forts excédents du compte financier se sont traduits par une accumulation rapide de réserves de change. En 2005, les entrées de capitaux spéculatifs en Chine ont sensiblement diminué, notamment sous l'effet d'un

resserrement du différentiel de taux d'intérêt entre la Chine et les Etats-Unis et d'une modification des anticipations de réévaluation du renminbi (RMB). Cependant, l'accumulation de réserves de change par la PBC n'a pas été freinée dans la mesure où les excédents de la balance courante se sont sensiblement accrus depuis 2005.

Des pressions se sont donc exercées sur la banque centrale pour parvenir à contrôler les évolutions de la base monétaire et plus généralement de la masse monétaire. Des liquidités abondantes mises à la disposition du secteur bancaire peuvent conduire à une expansion excessive des crédits ainsi qu'à l'apparition de pressions inflationnistes. La capacité de la PBC à gérer la progression du crédit s'avère doublement cruciale pour la situation macroéconomique de la Chine. D'une part, limiter la progression des crédits est nécessaire pour conserver le contrôle des conditions monétaires domestiques. D'autre part, le secteur bancaire chinois est fragile. Des efforts importants sont entrepris par les autorités chinoises pour renforcer le système bancaire, en cherchant notamment à résorber les stocks considérables de prêts non performants et à améliorer la rentabilité des banques. Une progression excessive des crédits est propice à des flux futurs importants de prêts non performants et entretiendrait donc la fragilité du système bancaire.

Pour conserver le contrôle des conditions monétaires domestiques, la banque centrale peut recourir à des mesures de stérilisation afin d'éviter que les surplus de liquidités n'alimentent une création monétaire excessive. La banque centrale dispose de différents instruments pour stériliser les effets liés à l'accumulation de réserves de change. Elle peut appliquer des mesures de stérilisation au sens strict du terme en recourant à des opérations d'*open market*. Elle peut également envisager des mesures de stérilisation au sens large du terme en modifiant le taux de réserves obligatoires ou en imposant des restrictions quantitatives aux banques pour limiter la progression de leurs crédits.

Nous cherchons à évaluer si l'accumulation rapide de réserves de change depuis 2003 par la PBC a été une source d'instabilité monétaire. Les crédits à l'économie et les réserves de change sont les deux principales contreparties de la masse monétaire. La

relation entre réserves de change et crédits à l'économie, qui conditionne la stabilité monétaire, est donc l'objet de ce chapitre. Quand la banque centrale intervient sur le marché des changes afin de conserver son taux de change fixe (suite à l'entrée de capitaux spéculatifs par exemple), la quantité d'actifs étrangers nets augmente dans son bilan, conduisant, toutes choses égales par ailleurs, à une expansion de la base monétaire. Cet accroissement de liquidité peut affecter significativement la progression des agrégats monétaires, des crédits à l'économie et plus globalement de la production. La banque centrale pourrait donc perdre le contrôle de la masse monétaire et plus particulièrement le contrôle des crédits. Par conséquent, la stabilité monétaire implique que les réserves de change et les crédits à l'économie soient, toutes choses égales par ailleurs, reliés négativement de façon à ce que l'expansion d'une des contreparties de la masse monétaire soit compensée par la diminution de l'autre contrepartie, indiquant ainsi que la masse monétaire est stable.

Dans un premier temps, nous analysons donc la relation entre les réserves de change et les crédits à l'économie dans le cadre d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) estimé sur des données mensuelles de janvier 1997 à mars 2006. Cette approche nous permet d'évaluer dans quelle mesure la PBC est parvenue à limiter la progression des crédits parallèlement à l'accumulation des réserves de change. Dans un second temps, nous nous intéressons plus précisément à l'efficacité des différentes mesures de stérilisation utilisées par la PBC. Cette dernière a notamment eu recours à des opérations d'*open market*, à des modifications du taux de réserves obligatoires ainsi qu'à des mesures administratives limitant la progression des crédits de certaines banques. Dans le cadre de modèles vectoriels autoregressifs (VAR), nous évaluons à l'aide de tests de causalité directe et indirecte si ces différentes mesures ont permis de limiter les effets de l'accumulation de réserves de change sur la masse monétaire et les crédits à l'économie.

Ce chapitre est organisé de la façon suivante. Dans une première section, nous présentons les principales dimensions de la libéralisation financière en Chine. Dans une

deuxième section, nous évaluons dans quelle mesure l'accumulation des réserves de change a été une source d'instabilité monétaire. La troisième section examine l'efficacité des différents instruments de stérilisation utilisés par la PBC.

1.1 Libéralisation financière en Chine

Deux points nous intéressent plus particulièrement dans la libéralisation financière en Chine. L'un concerne les réformes entreprises dans le secteur bancaire, l'autre porte sur l'efficacité des contrôles des capitaux.

1.1.1 Libéralisation du secteur bancaire

Allen et al. (2003, 2005a, 2005b) s'intéressent au système financier chinois et à sa capacité à financer la croissance économique. Deux bourses de valeurs, à Shanghai et à Shenzhen, créées respectivement en 1990 et 1991, représentent des opportunités de financement direct. De plus, certaines firmes chinoises de Chine continentale ont la possibilité de se faire coter à la bourse de Hong Kong. Les marchés boursiers de Shanghai et de Shenzhen connaissent de fortes expansions mais les financements de marché demeurent encore peu développés en Chine. Le système financier est donc largement dominé par le secteur bancaire. La bancarisation de l'économie chinoise s'avère relativement élevée pour un pays émergent avec un ratio des crédits rapportés au PIB supérieur à 130% en 2004¹.

L'allocation des crédits est largement inégale entre les secteurs. Allen et al. (2005b) décomposent les octrois de crédits aux entreprises en trois secteurs : le secteur public composé des entreprises d'Etat (*State-Owned Enterprises*, SOE), le secteur coté composé des entreprises cotées sur les bourses de valeur et le secteur privé regroupant toutes les autres firmes. Allen et al. (2005b) montrent que la majorité des crédits est

¹Des pays émergents comme la Malaisie et la Thaïlande sont également caractérisés par un ratio des crédits rapportés au PIB supérieur à 100% mais un grand nombre de pays émergents, comme par exemple, les Philippines, l'Indonésie, l'Inde, l'Argentine, le Brésil, le Mexique ou encore la Turquie, affiche un ratio des crédits rapportés au PIB inférieur à 40% (Sa, 2006).

accordée au secteur public et au secteur coté. Le secteur privé n'obtient que 24% des crédits accordés. De plus, Allen et al. (2003, 2005a, 2005b) montrent que le secteur privé croît à un rythme beaucoup plus soutenu que les deux autres secteurs, ce qui laisse penser que le système financier chinois est également caractérisé par des modes de financement non conventionnels.

1.1.1.1 D'un système monobancaire à un système bancaire moderne

La libéralisation du secteur bancaire chinois a été progressive et graduelle. Un bref tour d'horizon de ces réformes (Mo, 1999 ; Wong et Wong, 2001 ; Barth et al., 2004 ; Barnett, 2004 ; Eurasfi, 2006 ; Garcia-Herrero et al., 2006) illustre les profondes modifications qui ont affecté le secteur bancaire. Ce dernier s'est graduellement transformé en un système diversifié dans lequel les responsabilités de la PBC se sont concentrées sur la conduite de la politique monétaire.

Avant 1978, le secteur bancaire était monobancaire. Il se constituait uniquement de la PBC qui agissait à la fois comme banque centrale et comme banque commerciale. De plus, l'allocation des crédits était planifiée dans le cadre du plan d'investissement décidé par les autorités centrales. L'année 1978 marque le point de départ des réformes du secteur bancaire. En 1979, la Banque agricole de Chine et la Banque de Chine sont chargées de financer le développement des zones rurales pour la première et urbaines pour la seconde². En 1983, la Banque de l'industrie et du commerce de Chine et la Banque de construction de Chine viennent compléter le paysage des banques d'Etat (*State-owned Commercial Banks*, SOCB). Les quatre banques d'Etat spécialisées se répartissent donc les activités de banque commerciale et la PBC conserve ses activités de banque centrale. L'allocation des crédits est toujours régie par le Plan central du crédit mais la nouvelle organisation du secteur bancaire permet un début de décentralisation des prises de décisions.

²La Banque des paysans de Chine est réhabilitée pour donner lieu à la création de la Banque agricole de Chine et la Banque de Chine est extraite des activités de la PBC.

Les statuts de la banque centrale et les domaines d'activité des banques commerciales sont sensiblement clarifiés en 1995 avec la loi sur la banque centrale et la loi sur les banques commerciales. La PBC devient officiellement responsable de la politique monétaire et de la supervision du système bancaire. De plus, les banques d'Etat gagnent en autonomie et n'ont plus vocation à être spécialisées. Par ailleurs, trois banques de prêts politiques (ou banques de développement) sont créées : la Banque de développement agricole de Chine, la Banque d'import-export de Chine et la Banque nationale de développement. L'Etat conserve ainsi une capacité à financer des activités jugées prioritaires mais pouvant se révéler non rentables.

Le plan central d'allocation du crédit est supprimé officiellement fin 1997. Cependant, son efficacité et son envergure étaient déjà réduits avant cette abolition officielle. L'expansion et la libéralisation du secteur bancaire expliquent cette perte d'efficacité progressive du plan central du crédit (Montes-Negret, 1995 ; Mo, 1999). Dans les faits, le financement des activités considérées comme prioritaires par l'Etat était assuré par les trois banques de prêts politiques depuis 1995, réduisant par là-même les pressions des autorités centrales et locales sur les banques d'Etat. La fin officielle du plan du crédit ne confère pas une autonomie complète aux banques d'Etat dans leur comportement d'offre de crédit³, toutefois, deux éléments peuvent être mis en avant. D'une part, l'autonomie de décision des banques d'Etat pour choisir leurs clients est renforcée, leur offrant donc la possibilité d'accorder un poids plus important à des critères de rentabilité. D'autre part, la banque centrale abandonne un de ses instruments directs de politique monétaire, confirmant sa volonté d'accorder un rôle croissant aux instruments indirects (les taux d'intérêt) de la politique monétaire.

Dans les années 1980 et 1990, les réformes graduelles des statuts des banques d'Etat et de la banque centrale se sont accompagnées d'une diversification du secteur bancaire, marquée notamment par l'apparition de nouvelles banques commerciales et de nouvelles

³En 1998, pour faire face au ralentissement économique, la PBC émet une circulaire incitant les banques d'Etat à accroître leurs crédits. De même, comme nous le verrons par la suite, la PBC a eu largement recours à son influence directe sur le secteur bancaire à partir de 2003 pour restreindre la croissance des crédits bancaires.

TAB. 1.1: Distribution des actifs par type d'institutions bancaires en 2005

| | Actif Total | Part des actifs |
|-------------------------------------|-------------|-----------------|
| <i>State-owned Commercial Banks</i> | 200 302 | 54% |
| <i>Joint Stock Commercial Banks</i> | 58 999 | 16% |
| <i>Commercial City Banks</i> | 20 270 | 5% |
| <i>Urban Credit Cooperatives</i> | 2 050 | 1% |
| <i>Rural Credit Cooperatives</i> | 31 754 | 9% |
| <i>Foreign-funded Banks</i> | 6 353 | 2% |
| <i>Other Banking Institutions</i> | 48 943 | 13% |
| | = 368 671 | |

Unité : 100 million de RMB. **Source :** PBC.

Note : La catégorie *Other Banking Institutions* regroupe les *Policy Banks*, les *Postal Savings & Remittance Bureau* et les *Finance Compagnies*.

catégories de banques. En 1986, la première banque commerciale à participation mixte (*Joint Stock Commercial Banks*, JSCB), la Banque des communications, est créée. Les JSCB, détenus par des gouvernements locaux, des entreprises d'Etat et le secteur privé, ont pris progressivement de l'importance dans le secteur bancaire chinois. En 2005, 11 JSCB pouvaient être dénombrées, représentant 16% des actifs bancaires totaux (voir tableau 1.1). La diversification du secteur bancaire a également été réalisée avec la création de coopératives de crédits : les coopératives rurales de crédit et les coopératives urbaines de crédit. En 2005, ces coopératives représentaient encore 10% des actifs bancaires, mais leur importance a tendance à décroître. Les coopératives urbaines de crédits ont été en grande partie consolidées et restructurées durant les années 1990 pour donner naissance aux banques commerciales urbaines (*Commercial City Banks*, CCB). En 2005, 112 CCB pouvaient être dénombrées et représentaient 5% des actifs bancaires. Ce développement du secteur bancaire s'est traduit par une réduction progressive de la part détenue par les quatre banques commerciales d'Etat dans les actifs bancaires. En 2005, elles détenaient 54% de l'actif bancaire.

La modernisation du secteur bancaire passe également par une libéralisation des taux d'intérêt. A partir de 1996, les banques obtiennent le droit de fixer leur taux d'intérêt pour des valeurs comprises entre 0,9 et 1,1 fois le taux de référence. Les restrictions sur le taux plafond des crédits sont progressivement assouplies. En octobre 2004, ce taux plafond est supprimé pour toutes les institutions financières exception faite des coopératives de crédit⁴. Concernant le taux sur les dépôts, le taux plancher est supprimé également en octobre 2004 alors que le taux de référence sert toujours de taux plafond. Cette libéralisation des taux s'avérerait nécessaire pour que les banques puissent facturer les risques encourus dans leur activité de crédit.

En mars 2003, les objectifs de la PBC sont de nouveau clarifiés. La Commission de contrôle bancaire (*China Banking Regulatory Commission*, CBRC) est créée pour assurer la réglementation et la surveillance des institutions bancaires chinoises et étrangères implantées en Chine. Les responsabilités de la PBC se concentrent ainsi sur les décisions de politique monétaire.

1.1.1.2 Le traitement des prêts non performants

Les réformes entreprises depuis 1978 ont conféré une plus grande autonomie de décision au secteur bancaire dans ses choix d'allocation des crédits. L'activité des banques se trouve ainsi davantage régie par des exigences de rentabilité et la nécessité de couvrir les risques encourus. La couverture des risques passe notamment à travers la constitution de provisions pour pertes et le respect d'un ratio réglementaire d'adéquation des fonds propres. Depuis 2003, la CBRC est parvenue à une amélioration significative des pratiques de gestion des risques. En 2004, elle a modifié le système de classification des prêts de façon à appliquer les standards internationaux proposés par la BRI⁵. Cette

⁴Pour ces institutions, le taux plafond est de 2,3 fois le taux de référence.

⁵En 2004, la CBRC impose aux banques d'Etat et aux banques commerciales à participations mixtes d'appliquer le système de classification des prêts proposé par la BRI. Cette classification comporte 5 catégories : *Standard*, *Special Mention*, *Substandard*, *Doubtful* et *Loss*. Les prêts non performants correspondent aux prêts classés dans les trois dernières catégories et regroupent globalement les prêts caractérisés par un retard de paiement supérieur à 90 jours et les prêts dont un défaut de remboursement peut être anticipé (par exemple suite à la faillite de la contrepartie). Dans l'ancienne

nouvelle classification permet une reconnaissance plus rapide des prêts non performants. Des efforts ont également été entrepris pour que les banques respectent le ratio de solvabilité défini par les accords de Bâle de 1988. Cependant, pour être efficace, cette restructuration opérationnelle du secteur bancaire nécessite également une restructuration des entreprises d'Etat, principaux clients des banques d'Etat et responsables de la majorité des prêts non performants.

Plus récemment, l'accession de la Chine en 2001 à l'Organisation Mondiale du Commerce (OMC) est devenue la principale force motrice de la libéralisation du système bancaire. La Chine s'est en effet engagée à ouvrir progressivement à la concurrence étrangère son industrie des services financiers entre 2001 et 2007 (Woo, 2002). Avant 2001, les banques étrangères implantées en Chine étaient contraintes quant aux services financiers en RMB qu'elles pouvaient offrir à la clientèle chinoise. Ces services ne pouvaient être offerts que dans certaines zones économiques spéciales (ZES) et à une clientèle particulière. Ces différentes contraintes ont été levées progressivement. Le développement de cette concurrence étrangère doit être favorable à l'efficacité du système bancaire et doit également fournir des références en matière de pratiques commerciales et de gestion des risques.

Les réformes conduisant à la libéralisation et à l'ouverture du secteur bancaire doivent entraîner une restructuration opérationnelle dans l'optique notamment de réduire les flux de prêts non performants. Cependant, des mesures complémentaires sont également prises pour résoudre le problème des stocks considérables de prêts non performants accumulés principalement par les banques d'Etat et les coopératives de crédit. Ces stocks de prêts non performants résultent notamment de l'octroi de crédits aux entreprises d'Etat quand le Plan central du crédit était encore en vigueur. Des opérations de recapitalisation des banques d'Etat⁶ et la création de quatre structures de

classification, un prêt était considéré comme non performant uniquement après un retard de paiement supérieur à 1 an. De plus, dans certaines conditions, les banques d'Etat accordaient de nouveaux crédits à des entreprises d'Etat insolvable pour mettre fin aux retards de paiements (Xu, 2005).

⁶En août 1998, 32,5 milliards de dollars sont alloués pour les quatre banques d'Etats ; en décembre 2003, 45 milliards de dollars sont alloués pour la Banque de Chine et la Banque de construction de Chine (22,5 milliards de dollars chacune) ; en 2005, 15 milliards de dollars sont alloués à la Banque de

défaillance (*Asset Management Corporation*, AMC) en 1999 pour chacune des banques d'Etat ont pour but de résoudre le problème récurrent des prêts non performants (Mo, 1999 ; Ma et Fung, 2002). Lors de leur création, les AMC ont récupéré 170 milliards de dollars de créances douteuses représentant officiellement 45% des créances douteuses des banques d'Etat ou 20% selon des sources officieuses (Ma et Fung, 2002). Entre 1998 et 2005, les opérations de recapitalisation et les transferts de créances vers les AMC ont représenté 332 milliards de dollars (Xu, 2005 ; Eurasfi, 2006). La poursuite de cette refonte des banques d'Etat a été marquée par l'ouverture de leur capital en 2005 à des grands investisseurs internationaux (Temasek, Royal Bank of Scotland, HSBC) et par leur introduction en bourse. En 2005, la Banque de construction de Chine lève 9 milliards de dollars à la bourse de Hong Kong. En 2006, la Banque de Chine lève au total 11 milliards de dollars aux bourses de Hong Kong et de Shanghai et la Banque de l'industrie et du commerce de Chine lève au total 22 milliards de dollars sur les bourses de Hong Kong et de Shanghai.

Ces différentes opérations se sont inscrites dans le cadre de plans de restructuration. A partir de 2003, la Banque de Chine et la Banque de construction de Chine sont désignées comme banques pilotes pour l'application des réformes. Ainsi, ces deux banques sont les premières à avoir bénéficié d'opérations de recapitalisation, d'ouverture de leur capital et de cotation en bourse. Ces plans de restructuration insistent particulièrement sur l'amélioration de la gouvernance, de la gestion des risques et intègrent plusieurs objectifs quantitatifs en matière de rentabilité, d'adéquation des fonds propres et de provisionnement des prêts non performants (Podpiera, 2006). A partir de 2005, un plan de restructuration a été adopté pour la Banque de l'industrie et du commerce de Chine, impliquant notamment sa recapitalisation et son introduction en bourse. Les efforts de restructuration devraient se concentrer à partir de 2007 sur la Banque agricole de Chine.

l'industrie et du commerce de Chine ; en 2007, la Banque agricole de Chine pourrait bénéficier d'une opération de recapitalisation de 25 ou 30 milliards de dollars afin de préparer son introduction en bourse.

1.1.1.3 Evolution de l'efficacité du système bancaire

L'efficacité du système bancaire chinois est généralement considérée comme faible. Par exemple, le ratio entre les frais généraux rapportés au total des actifs est évalué à 12%. Allen et al., (2005b) remarquent que ce ratio est nettement supérieur à la moyenne observée sur des secteurs bancaires d'autres pays (entre 2% et 5%)⁷. Chen et al. (2005) montrent néanmoins que l'efficacité générale du secteur bancaire chinois a augmenté significativement entre 1990 et 1996. Cette amélioration de l'efficacité du système bancaire pourrait provenir des réformes de 1995. Toutefois, Chen et al. (2005) montrent que l'efficacité des banques chinoises s'est graduellement détériorée entre 1997 et 2000, du fait principalement de la progression des prêts non performants sur l'ensemble des crédits accordés aux entreprises d'Etat.

A partir d'un panel couvrant les principales banques chinoises sur la période 1997-2004, Podpiera (2006) montre que le comportement des banques ne semble pas accorder un poids important aux critères commerciaux. Ses estimations indiquent que les variations des crédits offerts par les banques dépendent principalement des variations des dépôts dont elles disposent et ne dépendent pas de la profitabilité des entreprises. Par ailleurs, Podpiera (2006) montre que la libéralisation des taux d'intérêt sur les crédits en octobre 2004 n'a pas conduit à une sensible modification des taux d'intérêt pratiqués par les banques d'Etat et les banques commerciales à participation mixte. Au quatrième trimestre 2005, la quasi-intégralité des taux pratiqués par ces banques étaient conformes aux anciennes restrictions (entre 0,9 et 1,3 fois le taux de référence).

Cependant, en analysant l'évolution des prêts non performants, Podpiera (2006) met en avant des effets positifs résultant des réformes et des restructurations entreprises par les autorités chinoises. La Banque de Chine et la Banque de construction de Chine ont été désignées comme banques pilotes pour la mise en œuvre de plans de restructuration

⁷Allen et al. (2005b) se réfèrent aux données de Beck et al. (2001). Ces derniers distinguent les pays selon l'origine de leur système juridique commercial. Le ratio entre les frais généraux rapportés au total des actifs est évalué à 2% pour les pays ayant un système d'origine allemande et il est évalué à 5% pour les pays ayant un système d'origine française.

TAB. 1.2: Prêts non performants rapportés au portefeuille de crédits (%)

| | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 |
|---|------|------|------|-------|------|
| Banques d'Etat (<i>SOCB</i>) | 25,6 | 20,1 | 15,6 | 10,12 | 9,47 |
| <i>BOC</i> | 22,5 | 16,3 | 5,1 | - | - |
| <i>CCB</i> | 15,2 | 9,1 | 3,9 | - | - |
| <i>ICBC</i> | 24,4 | 21,2 | 19 | - | - |
| <i>ABC</i> | 36,6 | 30,8 | 26,8 | - | - |
| Banques à participation mixte (<i>JSCB</i>) | 11,8 | 8,1 | 5,0 | 4,6 | 3,9 |
| <i>SOBC + JSCB</i> | 23,2 | 17,8 | 13,2 | 8,7 | 7,8 |
| Banques commerciales urbaines (<i>CCB</i>) | - | - | - | 10,43 | 6,72 |
| Banques étrangères implantées en Chine | - | - | - | 1,14 | 0,87 |

Sources : Podpiera (2006) pour 2002-2004 et CBRC pour 2005-2006.

Note : *SOCB* pour State-owned commercial banks; *BOC* pour Bank of China; *CCB* pour China Construction Bank; *ICBC* pour Industrial and Commercial Bank of China; *ABC* pour Agricultural Bank of China; *JSCB* pour Join-stock commercial banks.

des banques d'Etat. Les mesures adoptées ont permis une nette réduction des stocks de prêts non performants. Dans le tableau 1.2, nous observons que le ratio entre les prêts non performants et le total des crédits est passé entre 2002 et 2004 de 22,5% à 5,1% pour la Banque de Chine et de 15,2% à 3,9% pour la Banque de construction de Chine. Les valeurs ainsi atteintes en 2004 par ces deux banques étaient du même ordre que celles pouvant être observées pour les banques commerciales à participation mixte. Les efforts de restructuration se sont étendus à la Banque de l'industrie et du commerce de Chine en 2005 et nous pouvons ainsi observer que le ratio des prêts non performants calculé sur l'ensemble des banques d'Etats a continué à diminuer pour passer en dessous la barre des 10% en 2006. Cette tendance devrait persister dans la mesure où les efforts de restructuration devraient également concerner la Banque agricole de Chine en 2007. Les progrès à faire restent cependant considérables au regard du ratio de prêts non performant proche de 1% caractérisant les banques étrangères implantées en Chine.

L'enjeu des plans de restructuration n'est pas de faire diminuer sensiblement le stock de prêts non performants sur le court terme mais de parvenir à un mode de fonctionnement des banques d'Etat générant peu de prêts non performants. Les résultats dans ce domaine sont encourageants : sur les crédits accordés entre 2000 et 2004 par les banques d'Etat, la proportion des prêts non performants est de 2% contre 45% pour les prêts accordés avant 2000 (OCDE, 2005 ; Podpiera, 2006). L'évolution des ratios de capitalisation des banques illustrent également le renforcement de la situation financière du secteur bancaire. En 2003, 8 banques, représentant 0,6% du secteur bancaire en termes d'actifs, respectaient le ratio Cooke. En 2006, 78 banques, représentant 76% du secteur bancaire en termes d'actifs, respectent ce standard international d'adéquation des fonds propres.

Cependant, Sester (2006) pense que le système bancaire chinois pourrait être exposé dans le futur à de nouvelles vagues de prêts non performants. Durant les années 1990, les prêts non performants résultaient principalement de prêts accordés par les banques d'Etat aux entreprises d'Etat mais il est peut probable que ce mécanisme se reproduise avec la même ampleur dans le futur. Les banques d'Etat et les entreprises d'Etat ont toujours des relations étroites mais les prêts accordés aux entreprises d'Etat ne représentent plus que 35% ou 40% des nouveaux crédits accordés par les banques d'Etat (Anderson, 2005) et d'autre part, les entreprises d'Etat ont subi d'importantes restructurations afin de les rendre profitables. Sester (2006) considère plutôt que de nombreux prêts non performants pourraient résulter des chocs affectant la sphère réelle de l'économie. Plus précisément, les fortes expansions de l'investissement et des exportations ont tiré la croissance chinoise et les banques ont largement contribué au financement de cette croissance depuis 2002. La progression des crédits s'explique également par un financement important des investissements immobiliers. Cependant, ces différentes dynamiques pourraient se révéler non soutenables. Des chocs affectant les prix de l'immobilier ou de certains produits (résultant d'un surinvestissement) ou un choc affectant la progression des exportations pourraient ainsi conduire à une sensible détérioration des portefeuilles de crédits des banques.

TAB. 1.3: Balance des paiements de la Chine

| | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 |
|--|--------|--------|---------|---------|---------|
| Balance courante | 17,40 | 35,42 | 45,87 | 68,66 | 160,82 |
| Compte financier | 34,83 | 32,34 | 97,77 | 110,73 | 58,86 |
| <i>Investissements Directs</i> | 37,35 | 46,79 | 47,23 | 53,13 | 67,82 |
| <i>Investissements de Portefeuille</i> | -19,41 | -10,34 | 11,43 | 19,69 | -4,93 |
| <i>Autres Investissements</i> | 16,88 | -4,11 | 39,11 | 37,91 | -4,03 |
| Erreurs et Omissions | -4,86 | 7,79 | 18,42 | 27,05 | -16,77 |
| Capitaux spéculatifs | -7,38 | -6,65 | 68,96 | 84,64 | -25,72 |
| Réserves de change | -47,32 | -75,51 | -117,02 | -206,36 | -207,07 |

Unité : milliards de dollars. **Source :** EcoWin database.

Note 1 : La catégorie "Autres investissements" intègre en 2003 les 45 milliards de dollars utilisés pour recapitaliser deux banques publiques.

Note 2 : "Capitaux spéculatifs" = "Investissements de portefeuille" + "Autres investissements" + "Erreurs et Omissions"

1.1.2 Libéralisation des mouvements de capitaux

Le RMB est convertible pour des opérations du compte courant depuis 1996 alors que les transactions financières font encore l'objet de contrôles (Xiaopu, 2003 ; Yongding, 2004) : des restrictions sont appliquées aux investissements de portefeuille, les IDE sont orientés vers certains secteurs d'activité et des contrôles cherchent à limiter les afflux de capitaux à court terme. Cependant, la Chine n'est pas parfaitement protégée contre les entrées de capitaux spéculatifs. Les contrôles des capitaux ne sont pas appliqués à chaque catégorie de transactions du compte financier, certaines n'étant pas restreintes ou faiblement administrées (Xie, 2004).

L'analyse de l'évolution des différentes composantes de la balance des paiements permet d'appréhender globalement les entrées de capitaux spéculatifs⁸. Une telle analyse est menée notamment par Tung et Baker (2004), Rzepkowski (2004), Genberg et al. (2005) ou Prasad et Wei (2005). Le tableau 1.3 décrit les différentes composantes de la balance des paiements de la Chine entre 2001 et 2005. Les capitaux spéculatifs correspondent à la somme des catégories *investissements de portefeuille*, *autres investissements* et *erreurs et omissions*. Nous considérons donc que les flux de capitaux spéculatifs correspondent aux flux nets de capitaux autres que les IDE. Premièrement, nous pouvons noter que des flux importants d'investissements de portefeuille sont enregistrés dans le compte financier. En 2003 et 2004, les afflux nets d'investissements de portefeuille étaient respectivement de 11,43 et 19,69 milliards de dollars. Deuxièmement, nous pouvons également remarquer que les banques et les déposants chinois sont amenés à gérer des actifs étrangers. Ces transactions sont enregistrées dans la catégorie *autres investissements* du compte financier. Les chiffres officiels peuvent cependant minimiser l'importance de ces afflux d'autres investissements. En décembre 2003, la PBC a utilisé 45 milliards de dollars de ses réserves de change pour recapitaliser deux banques publiques. La contrepartie de cette opération a été enregistrée dans la catégories *autres investissements* du compte financier et les fonds ont été alloués à la *Central Huijin Investment Company*, placée sous le contrôle de la PBC et du ministère des finances. Par conséquent, dans le tableau 1.3, nous ne prenons pas en compte cette opération de recapitalisation afin d'avoir une meilleure évaluation des afflux nets de capitaux. Ainsi, les afflux nets d'autres investissements représentent 39,11 milliards de dollars en 2003 et 37,91 milliards de dollars en 2004. Enfin, certains flux de capitaux échappent aux contrôles réglementaires mais ils sont néanmoins enregistrés dans la catégorie *erreurs et omissions* de la balance des paiements. Les erreurs et omissions ont augmenté de façon importante en 2003 et 2004 et ont représenté respectivement

⁸Les données disponibles dans la balance des paiements permettent d'obtenir uniquement une évaluation des flux nets.

18,42 et 27,05 milliards de dollars⁹, ce qui contraste avec les sorties illégales de capitaux enregistrées durant les années 1990 (Gunter, 2004).

Les capitaux spéculatifs sont détenus principalement par des Chinois à l'étranger (principalement la diaspora chinoise de Taiwan), par des banques chinoises convertissant leurs actifs libellés en devises en actifs libellés en RMB, ainsi que par des déposants du système bancaire chinois arrêtant d'accumuler des dépôts en devises (Ma et McCauley, 2002, 2003, 2004 ; Rzepkowski, 2004). A partir de la balance des paiements représentée dans le tableau 1.3, les afflux nets de capitaux spéculatifs peuvent être estimés à 68,96 milliards de dollars en 2003 et 84,64 milliards de dollars en 2004. Ces afflux de capitaux spéculatifs ont donc été supérieurs en 2003 et en 2004 aux excédents de la balance courante (respectivement 45,87 et 68,66 milliards de dollars) et aux entrées nettes d'IDE (respectivement 47,23 et 53,13 milliards de dollars). Ainsi, l'accumulation rapide de réserves de change en 2003 et 2004 reflète principalement des afflux nets de capitaux autres que les IDE plutôt que des excédents de la balance commerciale ou des entrées nettes d'IDE.

L'évolution des taux d'intérêt aux Etats-Unis est considérée comme un déterminant important des flux de capitaux spéculatifs en Chine. La Réserve Fédérale (Fed) a diminué sensiblement le taux d'intérêt sur les Fed Funds à partir de 2001 et l'a maintenu à un niveau relativement faible jusqu'en 2005. Cette évolution contraste avec l'évolution des taux d'intérêt en Chine qui a été nettement plus stable sur cette période. Les anticipations d'appréciation du RMB sont également considérées comme un facteur important pouvant expliquer les afflux de capitaux spéculatifs en Chine. La PBC appliquait jusqu'en juillet 2005 un système de change fixe par rapport au dollar. La spéculation sur une appréciation du RMB a été croissante en 2003 et 2004 du fait notamment de la faiblesse persistante du dollar et des déséquilibres commerciaux entre la Chine et les Etats-Unis. Les évolutions des taux d'intérêt à terme sur les marchés

⁹L'évolution des erreurs et omissions peut également refléter en partie un problème comptable associé au changement de la valeur en dollar d'actifs en devises possédés par la banque centrale (Prasad et Wei, 2005).

offshore (*non-deliverable forward markets*) ont reflété ces anticipations d'appréciation (Ma et al., 2004 ; Fung et al., 2004).

Selon Goldstein et Lardy (2003) et Tung et Baker (2004), il était envisageable que la PBC procède en une seule fois à une réévaluation de 15% du RMB. Cependant, depuis juillet 2005, une telle réévaluation n'est plus concevable pour les spéculateurs. Le nouveau système de change annoncé en juillet 2005 indique clairement que la PBC ajustera graduellement son système de change vers un système plus flexible. Ainsi, la PBC a annoncé une appréciation de 2,1% du RMB par rapport au dollar et le passage à un système de change flottant administré basé sur un panier de devises. Ce système permet une bande de fluctuations journalières de $\pm 0,3\%$ autour du taux de change annoncé le jour précédent. Les interrogations concernent donc désormais les rythmes auxquels les autorités chinoises intégreront plus de flexibilité à leur système de change et poursuivront la libéralisation de leur compte financier (Eichengreen, 2004 ; Prasad et al., 2005 ; Obstfeld, 2006).

La Fed a sensiblement augmenté le taux des Fed Funds depuis le second semestre 2004 (alors que le taux d'intérêt contrôlé par la PBC est resté relativement stable) et l'annonce faite par la PBC en juillet 2005 a mis fin en grande partie aux anticipations d'une appréciation rapide du RMB. Les deux principaux facteurs légitimant des entrées de capitaux spéculatifs se sont donc affaiblis et par conséquent, nous pouvons observer dans le tableau 1.3 que les afflux de capitaux spéculatifs se sont taris en 2005. Cependant, l'accumulation de réserves de change par la banque centrale ne s'est pas ralentie. En 2005, la PBC a accumulé 207,07 milliards de dollars de réserves contre 206,36 en 2004. L'absence d'afflux net de capitaux spéculatifs en 2005 a été compensée par une très forte progression de l'excédent de la balance courante.

1.1.3 Implications d'une accumulation de réserves de change

Les équations suivantes illustrent comment l'évolution des crédits à l'économie peut être affectée par un accroissement des réserves de change.

La condition d'équilibre sur le marché de la monnaie est représentée par l'équation de la relation LM . La demande de monnaie dépend d'un motif de transaction et d'un motif de spéculation. L'offre de monnaie peut être considérée comme endogène et ses deux principales contreparties sont les effets représentatifs de crédit et les réserves de change. L'équilibre sur le marché de la monnaie est donc donné par :

$$\frac{IR_t + ERC_t}{P_t} = L(y_t, i_t), \quad (1.1)$$

où P_t représente le niveau général des prix, IR_t les réserves de change, ERC_t les effets représentatifs de crédit, y_t la production, i_t le taux d'intérêt nominal sur les titres d'Etat sans risque de défaut et $L(\cdot)$ la fonction de demande de monnaie caractérisée par $L_y(\cdot) > 0$ et $L_i(\cdot) < 0$ ¹⁰. Les effets représentatifs de crédit regroupent, dans le cadre de cette section, les crédits et les titres d'Etat. Ils sont ainsi définis par :

$$ERC_t = C_t + T_t^{sb} + T_t^{bc},$$

où C_t représente les crédits, T_t^{sb} les titres d'Etat détenus par le secteur bancaire et T_t^{bc} les titres d'Etat détenus par la banque centrale. En annexe nous représentons les bilans de la banque centrale, du secteur bancaire et leur bilan consolidé afin de rendre plus explicites les contreparties de la masse monétaire.

En supposant un bilan simplifié pour le secteur bancaire dans lesquels le passif se compose uniquement de dépôts et l'actif se compose de réserves obligatoires, de crédits et de titres, les crédits à l'économie sont déterminés par (Bernanke et Blinder, 1988 ; Greenwald et Stiglitz, 1990) :

$$C_t = [(1 - \tau)D_t]\gamma(r_t, \dot{y}_t), \quad (1.2)$$

¹⁰ $L_j(\cdot)$ représente la dérivée partielle de la fonction de demande de monnaie par rapport à la variable j .

où D_t représente les dépôts, r_t le taux d'intérêt réel, τ le taux de réserves obligatoires, \dot{y}_t le taux de croissance de l'économie et $0 \leq \gamma(.) \leq 1$ la fraction des crédits dans les actifs de la banques, caractérisée par $\gamma_i(.) < 0$ et $\gamma_{\dot{y}}(.) > 0$. Les banques sont supposées averses au risque et sont donc moins incitées à accorder des crédits quand la rémunération des titres d'Etat sans risque de défaut augmente. De plus, un ralentissement de l'activité économique détériore la situation financière moyenne des emprunteurs, ce qui réduit l'incitation des banques à offrir des crédits.

En supposant également un bilan simplifié pour la banque centrale dans lequel le passif se compose de la base monétaire (MB_t) et des titres de stérilisation (TS_t) émis par la banque centrale et l'actif se compose des réserves de change et des titres d'Etat détenus par la banque centrale, nous pouvons en déduire d'après la théorie du multiplicateur monétaire que les dépôts sont donnés par :

$$D_t = \frac{MB_t}{\tau + \theta}, \quad (1.3)$$

où $MB_t = IR_t + T_t^{bc} - TS_t$ représente la base monétaire et θ la proportion entre encaisses et dépôts bancaires détenus par le secteur non financier.

Dans un système de change fixe, les variations des actifs étrangers nets sont déterminées par les flux nets de capitaux et la balance courante. L'évolution des actifs étrangers nets est donc donnée par :

$$IR_t = IR_{t-1} + CA_t + NK(q_t - E_t(q_{t+1}) + r_t - r_t^*), \quad (1.4)$$

où CA_t représente la balance courante, q_t le taux de change réel, $E_t(q_{t+1}) - q_t$ la dépréciation réelle anticipée de la monnaie domestique, r_t^* le taux d'intérêt réel étranger. La fonction $NK(.)$ représente les flux nets de capitaux. Cette fonction dépend positivement des déviations de la parité non couverte des taux d'intérêt réels ($q_t - E_t(q_{t+1}) + i_t - i_t^*$) et

prend en compte l'existence d'une prime de risque et de contrôles sur les mouvements de capitaux¹¹.

Les crédits accordés par le secteur bancaire sont donc déterminés par :

$$C_t = [(1 - \tau) \frac{IR_t + T_t^{bc} - TS_t}{\tau + \theta}] \gamma(r_t, \dot{y}_t). \quad (1.5)$$

Les équations (1.1), (1.4) et (1.5) décrivent la façon dont les réserves de change peuvent affecter les conditions monétaires de l'économie. Une réduction du taux d'intérêt étranger ou une anticipation d'appréciation du taux de change conduisent à des entrées de capitaux spéculatifs et en conséquence une accumulation de réserves de change. Cette dernière provoque une expansion de la base monétaire. Cette expansion se transmet aux dépôts et peut finalement se traduire par un accroissement excessif du crédit. Ainsi, les deux contreparties de l'offre de monnaie peuvent s'accroître suite à un afflux de capitaux spéculatifs et la banque centrale peut perdre le contrôle de l'offre de monnaie.

La banque centrale peut entreprendre des opérations de stérilisation afin de conserver le contrôle des conditions monétaires domestiques¹². Premièrement, la banque centrale peut procéder à des opérations de stérilisation au sens strict du terme en effectuant des opérations d'*open market*. Ces dernières se traduisent soit par une diminution des titres d'Etat (T_t^{bc}), soit par une augmentation des titres de stérilisation (TS_t) dans le bilan de la banque centrale, de façon à stabiliser la base monétaire. Deuxièmement, la banque centrale peut effectuer des opérations de stérilisation au sens large du terme afin de stabiliser la base monétaire et les crédits à l'économie. La banque centrale peut en effet augmenter le taux de réserves obligatoires τ afin de réduire le multiplicateur monétaire. Par ailleurs, la banque centrale peut recourir à des mesures administratives sur le secteur bancaire afin de conserver le contrôle de l'évolution des crédits à l'économie.

¹¹Nous supposons également que la parité des pouvoirs d'achat est vérifiée de façon à ce que l'effet Balassa-Samuelson soit nul.

¹²Voir Brissimis *et al.* (2002) pour la présentation d'un modèle analysant en particulier la stérilisation des flux de capitaux.

Dans les équations présentées ci-dessus, ces mesures administratives se traduiraient par une contrainte imposée par banque centrale sur la fonction $\gamma(r_t, \dot{y}_t)$.

Dans l'équation (1.4), nous avons simplement fait ressortir le rôle des déviations de la parité non couverte des taux d'intérêt réels dans la détermination des afflux de capitaux et par conséquent dans l'accumulation de réserves de change par la banque centrale. Cependant, une progression rapide des excédents de la balance courante peut également exercer des pressions sur les conditions monétaires domestiques et ainsi s'avérer problématique pour la banque centrale.

1.2 Evaluation empirique de la stabilité monétaire

Nous estimons un VECM sur données mensuelles de janvier 1997 à mars 2006 afin d'évaluer la stabilité des conditions monétaires en Chine. Plus précisément, nous examinons la relation entre les réserves de change réelles et les crédits réels à l'économie. Cette relation devrait être négative si la PBC est parvenue à gérer l'accumulation des réserves de change et à conserver le contrôle des crédits à l'économie.

1.2.1 Données et spécification du VECM

Nous considérons un VECM composé de quatre variables endogènes. Dans la première spécification estimée, ces variables sont les réserves de change réelles (IR_t), les crédits réels à l'économie (C_t), la production industrielle réelle (y_t) et le taux d'intérêt réel à trois mois (r_t). Nous envisageons également d'autres spécifications dans lesquelles nous remplaçons le taux d'intérêt réel à trois mois de la Chine par le différentiel de taux d'intérêt réels à trois mois entre la Chine et les Etats-Unis ($r_t - r_t^*$) et / ou nous remplaçons la production industrielle réelle par le PIB réel (y_t^{gdp})¹³. Compte tenu des restrictions sur la disponibilité des données pour les taux d'intérêt chinois, notre échan-

¹³Nous utilisons la méthode de Chow et Lin (1971) pour obtenir une estimation du PIB mensuel. Cette méthode consiste dans un premier temps à réaliser une régression sur données trimestrielles du PIB sur des variables auxiliaires disponibles également en fréquence mensuelle (dans notre cas, nous utilisons l'indice de production industrielle comme variable auxiliaire). Dans un second temps, les

tillon débute en janvier 1997 (les sources des données sont présentées en annexe). De plus, nous ne considérons pas de variables exogènes afin de limiter la taille du modèle.

Dans un premier temps, des tests de racine unitaire sont appliqués aux différentes séries considérées afin de tester leur degré d'intégration. Nous recourons à quatre tests : Dickey-Fuller (ADF), Elliott-Rothemberg-Stock (DF-GLS), Phillips-Perron (PP) et Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Les conclusions obtenues par chacun de ces tests sur les différentes séries considérées sont présentées en annexe dans le tableau 1.8. Globalement, ces tests nous permettent de conclure que les différentes séries utilisées dans le VECM sont non stationnaires en niveau et stationnaires en différence première. Ainsi, le VECM se compose bien de séries intégrées d'ordre 1.

La représentation du VECM est donnée par :

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^k \phi_i(\Delta Y_{t-i}) + \alpha(\beta' Y_{t-1} + \mu_1) + \varepsilon_t, \quad (1.6)$$

où $Y'_t = [C_t \quad IR_t \quad y_t \quad r_t]$, μ_0 est un vecteur de constantes de dimension (4×1) et le vecteur des résidus ε_t est caractérisé par $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon'_s) = 0$ si $t \neq s$ et $E(\varepsilon_t \varepsilon'_s) = \Omega$ si $t = s$ avec $\det(\Omega) \neq 0$.

Par ailleurs, β' est une matrice de dimension $(r \times 4)$ où r est le nombre de relations de cointégration considérées dans le VECM. Les différentes lignes de la matrice β' sont apparentées aux relations de long terme entre les différentes variables considérées. Dans le cas particulier où il existe une seule relation de cointégration, alors nous pouvons noter $\beta' = [\beta_c \quad \beta_{ir} \quad \beta_y \quad \beta_r]$ ¹⁴ et nous obtenons donc :

$$(\beta' Y_{t-1} + \mu_1) = \beta_c C_{t-1} + \beta_{ir} IR_{t-1} + \beta_y y_{t-1} + \beta_r r_{t-1} + \mu_1 = ec_{t-1}, \quad (1.7)$$

coefficients estimés sont utilisés avec les variables auxiliaires en fréquence mensuelle afin de construire une série mensualisée du PIB.

¹⁴ $\beta_c, \beta_{ir}, \beta_y$ et β_r sont donc les coefficients de la relation de cointégration associés aux 4 variables considérées dans le VECM.

où ec_{t-1} correspond au résidu de la relation de cointégration, c'est-à-dire à l'écart par rapport à l'équilibre de long terme.

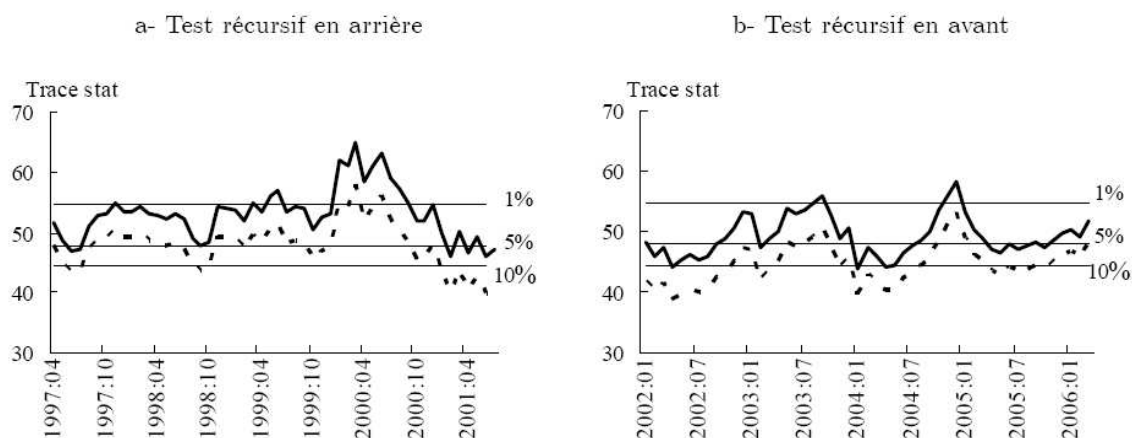
La matrice α est de dimension $(4 \times r)$ et regroupe les coefficients d'ajustement, c'est-à-dire les poids attachés aux différentes relations de cointégration dans les différentes équations du VECM. Dans le cas particulier où il existe une seule relation de cointégration, alors nous pouvons noter $\alpha' = [\alpha_c \quad \alpha_{ir} \quad \alpha_y \quad \alpha_r]$ où α_c , α_{ir} , α_y et α_r servent de force de rappel par rapport à l'équilibre de long terme dans les différentes équations du VECM¹⁵.

Le modèle est estimé avec deux retards ($k = 2$). Cette spécification permet d'obtenir la normalité (testée avec un test de Jarque-Bera), l'indépendance (testée avec un test LM) et l'homoscédasticité (testée avec le test de White) des résidus. Un test d'exclusion des retards (correspondant à un test de Wald évaluant la nullité jointe sur l'ensemble des coefficients associés à un retard ϕ_i) est également appliqué et nous permet de conclure que le troisième retard peut être exclu de la spécification du VECM. Ces différents tests sont reportés dans le tableau 1.4 regroupant les résultats de nos estimations.

Nous utilisons la méthode de Johansen et Juselius (1990) pour estimer le VECM et plus particulièrement pour tester puis estimer la ou les relation(s) de cointégration entre les variables du modèle. Cette méthode permet de tester le nombre de relations de cointégration en recourant à un test de la trace ainsi qu'à un test de la valeur propre maximale. Cependant, ces tests peuvent conduire à rejeter trop fréquemment l'hypothèse d'absence de cointégration si une correction pour un biais de petit échantillon n'est pas effectuée et si la stabilité du rang de cointégration n'est pas évaluée. Par conséquent, nous recourons à des tests de la trace récursifs en avant et en arrière pour évaluer la stabilité du rang de cointégration. De plus, nous corrigeons la statistique de

¹⁵Si par exemple $\alpha_c = 0$, alors l'équation déterminant les variations des crédits réels (ΔC_t) dans le VECM n'est pas affectée par l'apparition d'un écart par rapport à l'équilibre de long terme.

FIG. 1-1: Tests récursifs de la trace



Note 1 : Le test récursif en arrière permet d'évaluer la stabilité du rang de la relation de cointégration sur le début de l'échantillon. Le graphique représentant le test récursif en arrière doit donc être examiné de la droite vers la gauche à mesure que l'échantillon considéré s'accroît.

Note 2 : Les courbes continues représentent les statistiques de la trace permettant de tester l'existence d'une relation de cointégration. Les courbes en pointillées représentent les statistiques de la trace corrigées du biais de petit échantillon. Les droites horizontales représentent les seuils critiques à 10%, 5% et 1%.

la trace du biais de petit échantillon selon la méthode proposée par Reinsel et Ahn (1992) et Reimers (1991)¹⁶.

Le test de la trace appliqué sur l'ensemble de l'échantillon nous permet de conclure au seuil de 5% à l'existence d'une relation de cointégration entre les variables considérées (voir tableau 1.4). Le test de la valeur propre maximale aboutit à la même conclusion. Sur les figures 1-1-a et 1-1-b, nous représentons les tests récursifs en arrière et en avant de la trace. Le test récursif en arrière intégrant la correction pour le biais de petit échantillon montre ainsi que la modification de la date de départ de l'échantillon ne remet pas en cause au seuil de 10% l'existence d'une relation de cointégration entre les variables considérées. Le test récursif en avant met en évidence une instabilité plus prononcée dans le rang de cointégration. En particulier, à mesure que les données

¹⁶Cette correction ne consiste pas à estimer des nouveaux seuils critiques pour le test mais à multiplier la statistique de la trace par $(T - pk) / T$, où T est le nombre d'observation, p le nombre de variables endogènes et k le nombre de retards.

sur le premier semestre 2004 sont intégrées à l'échantillon, la statistique de la trace passe temporairement en dessous du seuil critique de 10%. Globalement, nous pouvons néanmoins conclure à l'existence d'une relation de cointégration entre les variables considérées et nous analyserons plus précisément par la suite l'existence d'éventuelles instabilités dans la relation de cointégration estimée.

1.2.2 Estimation de la relation de cointégration

Le tableau 1.4 regroupe les estimations de différentes spécifications de la relation de cointégration (β). Les estimations du vecteur de cointégration sont présentées de la façon suivante :

$$\beta_c C_t = -\beta_{ir} IR_t - \beta_y y_t - \beta_r r_t - \mu_1 + ec_t.$$

1.2.2.1 Spécifications non contraintes

La première spécification (β_1) représente la relation de cointégration estimée sans aucune restriction entre les réserves de change réelles (IR_t), les crédits réels à l'économie (C_t), la production industrielle réelle (y_t) et le taux d'intérêt réel à trois mois (r_t). La relation de cointégration estimée est donnée par :

$$C_t = \underset{(0,146)}{-0,622} IR_t + \underset{(0,386)}{2,901} y_t + \underset{(0,014)}{0,068} r_t - 13,695 + ec_t, \quad (1.8)$$

où ec_t est le résidu de la relation de cointégration, c'est-à-dire le terme à correction d'erreur.

Le coefficient associé aux crédits réels (β_c) est normalisé à 1 de façon à représenter la relation de cointégration comme une équation de forme réduite déterminant les crédits réels¹⁷. Le vecteur de cointégration estimé montre que nous avons une relation négative

¹⁷La normalisation $\beta_c = 1$ permet d'identifier de façon unique le vecteur de cointégration et ainsi d'obtenir les écarts-types associés aux autres coefficients. En l'absence d'un choix de normalisation, une infinité de couples $\alpha\beta'$ est envisageable. Des restrictions sur-identifiantes peuvent également être testées sur les coefficients β_{ir} , β_y , et β_r ou sur la matrice α avec un test du ratio de vraisemblance (LR) (Lütkepohl et Krätzig, 2004).

entre les réserves de change réelles et les crédits réels. De plus, le coefficient associé aux réserves de change réelles apparaît statistiquement proche de l'unité en valeur absolue ($-0,622$). Avec un coefficient proche de l'unité en valeur absolue, l'ajustement des crédits permet de compenser quasiment intégralement l'accroissement des réserves de change, indiquant ainsi que l'accumulation de réserves de change n'a pas conduit à une création monétaire excessive. Des restrictions sur les valeurs des coefficients de la relation de cointégration peuvent être testées avec un test du ratio de vraisemblance (LR). Dans le tableau 1.4, nous reportons les probabilités associées aux tests des restrictions $\beta_{ir} = 1$, correspondant à l'homogénéité de la relation entre les réserves de change et les crédits, et $\beta_{ir} = 0$, correspondant à la non significativité des réserves de change dans la relation de cointégration. Au seuil de 5% nous pouvons refuser la restriction $\beta_{ir} = 0$ et nous ne pouvons pas refuser l'hypothèse d'homogénéité de la relation entre les réserves de change et les crédits. Ce résultat indique donc que la PBC est parvenue à gérer correctement l'accumulation de réserves de change de façon à assurer la stabilité des conditions monétaires.

Concernant les autres coefficients, le vecteur de cointégration estimé montre que nous avons une relation positive entre la production industrielle réelle et les crédits réels. Le coefficient associé à la production industrielle réelle est élevé ($2,901$), ce qui révèle une évolution fortement procyclique des crédits. Nous obtenons également, avec un test LR reporté dans le tableau 1.4, que la restriction sur la nullité du coefficient associé à la production industrielle ($\beta_y = 0$) est rejetée au seuil de 5%. De même, l'hypothèse d'élasticité unitaire entre la production industrielle et les crédits ($\beta_y = -1$) est rejetée au seuil de 1%.

Le taux d'intérêt réel affiche une relation positive avec les crédits réels et le test LR reporté dans le tableau 1.4 montre que la restriction sur la nullité du coefficient associé au taux d'intérêt réel peut être rejetée au seuil de 5%. Ce résultat peut sembler contre-intuitif. Une augmentation du taux d'intérêt domestique devrait resserrer les conditions de financement des banques, réduire la demande de crédit et ainsi se traduire par une contraction de l'agrégat de crédit. Cependant, ce résultat peut s'ex-

plier par le nombre limité de variables considérées dans notre modèle. Ces dernières renvoient à la partie monétaire d'un modèle traditionnel de type Mundell-Fleming. Les difficultés rencontrées dans l'interprétation des résultats économétriques viennent de ce que l'estimation porte uniquement sur la partie monétaire du modèle. La prise en compte de variables représentant la relation IS (indicateurs budgétaires) et d'autres représentant la relation BP permettrait d'analyser les effets d'une modification du taux d'intérêt à courbes IS et BP inchangées. Ainsi, un effet expansif et une hausse du taux d'intérêt peuvent être obtenus dans le cadre d'un modèle Mundell-Fleming suite à un déplacement de la courbe IS.

Compte tenu de la taille limitée de notre échantillon, il ne nous semble pas souhaitable de prendre en compte un grand nombre de variables. La production et le taux d'intérêt sont ainsi considérés comme des variables de contrôle pour identifier la relation entre les crédits et les réserves de change.

Nous considérons également une spécification du VECM dans laquelle le taux d'intérêt réel chinois est remplacé par le différentiel de taux d'intérêt réels entre la Chine et les Etats-Unis ($r_t - r_t^*$). L'intégration du système financier chinois au système financier international a été en continue progression durant la dernière décennie. Cheung et al. (2003) mettent notamment en évidence un certain degré d'intégration financière entre la Chine et les Etats-Unis illustrant l'érosion des contrôles des capitaux. Il peut ainsi sembler préférable de prendre en compte le différentiel international de taux d'intérêt à la place du taux d'intérêt domestique. L'estimation de la relation de cointégration ainsi obtenue correspond à la spécification β_2 reportée dans le tableau 1.4 et est donnée par :

$$C_t = \underset{(0,064)}{-0,341} IR_t + \underset{(0,143)}{1,970} y_t + \underset{(0,006)}{0,032} (r_t - r_t^*) - 9,022 + ec_t. \quad (1.9)$$

Les tests de la trace et de la valeur propre maximale reportés également dans le tableau 1.4 montrent que cette modification de spécification ne remet pas en cause l'existence d'une relation de cointégration entre les variables considérées. Nous observons que le coefficient associé aux réserves de change réelles est plus faible en valeur absolue dans

TAB. 1.4: Estimation du VECM

| | β_1 | β_2 | β_3 | β_4 |
|--|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| IR_t | -0,622 (0,146) | -0,341 (0,064) | -0,834 (0,260) | -0,306 (-0,089) |
| y_t | 2,901 (0,386) | 1,970 (0,143) | - | - |
| r_t | 0,068 (0,014) | - | 0,139 (0,027) | - |
| $(r_t - r_t^*)$ | - | 0,032 (0,006) | - | 0,050 (0,009) |
| y_t^{gdp} | - | - | 5,332 (0,928) | 2,688 (0,268) |
| μ_1 | -13,695 | -9,022 | -25,835 | -12,591 |
| Test de la Trace [p-stat] | 51,755 [0,020] | 48,083 [0,047] | 41,553 [0,176] | 37,422 [0,327] |
| α_c | -0,024 (0,009) | -0,063 (0,020) | -0,0142 (0,005) | -0,040 (0,015) |
| Vitesse d'ajustement | 0,32 | 0,45 | 0,44 | 0,51 |
| Ajustement de 90% (mois) | 5,97 | 3,85 | 3,97 | 3,23 |
| $\beta_{ir} = 1$ | [0,512] | [0,014] | [0,864] | [0,060] |
| $\chi^2(1)$ $\beta_{ir} = 0$ | [0,010] | [0,006] | [0,022] | [0,030] |
| Test LR : $\beta_y = 0$ [p-stat] | [0,027] | [0,003] | [0,048] | [0,013] |
| $\beta_y = -1$ | [0,003] | [0,002] | [0,009] | [0,008] |
| $\beta_r = 0$ | [0,000] | [0,005] | [0,000] | [0,000] |
| Test Jarque-Bera [p-stat] | $\chi^2(8)$ 4,858 [0,773] | $\chi^2(8)$ 6,234 [0,621] | $\chi^2(8)$ 12,400 [0,134] | $\chi^2(8)$ 13,630 [0,091] |
| Exclusion du 3 ^{eme} retard [p-stat] | $\chi^2(16)$ 5,941 [0,988] | $\chi^2(16)$ 9,191 [0,905] | $\chi^2(16)$ 29,341 [0,021] | $\chi^2(16)$ 30,189 [0,017] |
| Test de White [p-stat] | $\chi^2(180)$ 190,319 [0,284] | $\chi^2(180)$ 189,178 [0,304] | $\chi^2(180)$ 215,334 [0,037] | $\chi^2(180)$ 212,575 [0,048] |

Note 1 : D'après l'équation (1.7), la spécification β_1 peut s'écrire :

$$C_t = -\beta_{ir}IR_t - \beta_y y_t - \beta_r r_t - \mu_1 + ec_t = -0,62IR_t + 2,90y_t + 0,07r_t - 13,69 + ec_t$$

Note 2 : La vitesse d'ajustement est égale à 1 moins le coefficient d'autocorrélation au premier ordre du terme à correction d'erreur (ec_t). L'ajustement de 90% est égal à $\ln(0,10)/\ln(1-s)$ où s est la vitesse d'ajustement (Phylaktis and Kassimatis, 1994).

Note 3 : Les écarts-types sont entre parenthèses.

cette spécification $(-0,341)$. Les tests LR de restrictions sur ce coefficient reportés dans le tableau 1.4 montrent que nous pouvons rejeter au seuil de 5% les hypothèses de nullité ($\beta_{ir} = 0$) et d'homogénéité ($\beta_{ir} = 1$). Ce résultat vient donc remettre en cause l'idée selon laquelle la PBC serait parvenue à parfaitement maîtriser les conditions monétaire. Les ajustements à la baisse des crédits n'auraient compensé que partiellement les accroissements des réserves de change laissant place à une expansion de l'offre de monnaie.

Les spécifications β_1 et β_2 ont également été estimées avec une tendance linéaire. Les résultats de ces estimations sont présentés en annexe dans le tableau 1.9. Un test de Wald appliqué au coefficient associé à la tendance linéaire permet de conclure au seuil de 10% à la non significativité de ce coefficient dans les spécifications β_1 et β_2 . Par la suite, nous n'estimons donc que des spécifications sans tendance linéaire.

Dans les spécifications β_3 et β_4 , nous modifions la variable utilisée pour mesurer l'activité économique. Nous évaluons ainsi la sensibilité de nos estimations lorsqu'une mensualisation sur PIB est utilisée à la place de la production industrielle pour représenter l'activité économique. Nous utilisons la méthode de Chow et Lin (1971) afin d'obtenir une estimation du PIB mensuel. Nous utilisons le PIB réel mensualisé (y_t^{gdp}) alternativement avec le taux d'intérêt réel chinois dans la spécification β_3 et avec le différentiel de taux d'intérêt réels entre la Chine et les Etats-Unis dans la spécification β_4 . L'utilisation du PIB réel mensualisé semble donner des résultats moins satisfaisants que la production industrielle réelle. Bien que les coefficients estimés dans la relation de cointégration ne soient pas sensiblement modifiés, le test de la trace ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse d'absence de cointégration au seuil de 10% dans les spécifications β_3 et β_4 . De plus, le test de Wald sur l'exclusion des retards montre que l'hypothèse de non-nullité jointe des coefficients associés au troisième retard ne peut pas être rejetée au seuil de 5%. En annexe, dans le tableau 1.10, nous présentons l'estimation des spécifications β_3 et β_4 obtenues lorsque nous considérons trois retards dans le VECM. Le test de Wald sur l'exclusion des retards montre au seuil de 10% qu'un quatrième

retard ne nécessite pas d'être intégré au VECM mais les tests de la trace et de la valeur propre maximale concluent toujours au seuil de 10% à l'inexistence d'une relation de cointégration. Ce résultat peut s'expliquer soit par la méthode utilisée pour construire un PIB mensualisé, soit directement par les données de PIB utilisées qui donnent lieu, particulièrement dans le cas de la Chine, à des critiques sur leur élaboration (Wu, 2007). Par conséquent nous abandonnons l'idée d'utiliser un PIB mensualisé pour mesurer l'activité économique et, dans les spécifications suivantes, nous ne considérerons que la production industrielle.

1.2.2.2 Restrictions sur les forces de rappel

Dans les spécifications β_5 et β_6 présentées dans le tableau 1.5, nous posons des restrictions sur la matrice des coefficients d'ajustement (α) pour tester l'exogenéité faible des réserves de change réelles, de la production industrielle réelle, du taux d'intérêt réel et du différentiel de taux d'intérêt. L'exogenéité faible consiste à tester la nullité des différents coefficients d'ajustement afin d'évaluer si les différentes variables du VECM s'ajustent suite à l'apparition d'un écart par rapport à l'équilibre de long terme. Dans les spécifications β_5 et β_6 , nous estimons donc la relation de cointégration en supposant que toutes les variables à l'exception des crédits réels sont faiblement exogènes. La matrice des coefficients d'ajustement s'écrit donc $\alpha' = [\alpha_c \ \alpha_{ir} \ \alpha_y \ \alpha_r] = [\alpha_c \ 0 \ 0 \ 0]$. La validité de ces restrictions sur les forces de rappel est testée avec un test LR reporté dans le tableau 1.5. La spécification β_5 est estimée avec le taux d'intérêt réel et est donnée par :

$$C_t = \underset{(0,089)}{-0,371} IR_t + \underset{(0,243)}{2,104} y_t + \underset{(0,008)}{0,028} r_t - 9,708 + ec_t. \quad (1.10)$$

La spécification β_6 est estimée avec le différentiel de taux d'intérêt réels et est donnée par :

$$C_t = \underset{(0,058)}{-0,286} IR_t + \underset{(0,132)}{1,789} y_t + \underset{(0,006)}{0,020} (r_t - r_t^*) - 8,120 + ec_t. \quad (1.11)$$

Le test LR montre que l'hypothèse de nullité jointe des forces de rappel dans toutes les équations du VECM à l'exception de l'équation déterminant les crédits réels ($\alpha_{ir} = \alpha_y = \alpha_r = 0$) peut être rejetée au seuil de 5% dans la spécification β_5 mais pas dans la spécification β_6 . Nous pouvons donc conclure uniquement dans la spécification β_6 que les crédits réels sont la seule variable du VECM à répondre aux déviations par rapport à l'équilibre de long terme. Nous nous intéressons néanmoins au mécanisme d'ajustement dans les deux spécifications. Le coefficient d'ajustement du terme à correction d'erreur dans l'équation déterminant les variations des crédits réels noté α_c est reporté dans le tableau 1.5. Ce coefficient est négatif et significatif au seuil de 1% ce qui est cohérent avec le mécanisme de correction d'erreur. Dans la spécification β_5 , ce coefficient est estimé à -0,075 et dans la spécification β_6 , ce coefficient est estimé à -0,102. Ces coefficients apparaissent légèrement plus élevés par rapport à une situation dans laquelle le modèle est estimé sans contraintes ($\alpha_c = -0,024$ dans la spécification β_5 et $\alpha_c = -0,063$ dans β_6).

Dans une relation de cointégration, lorsqu'une seule variable n'est pas faiblement exogène, alors la relation de cointégration peut s'interpréter comme la relation de long terme déterminant cette variable. Les variables faiblement exogènes peuvent être considérées comme des forces motrices dans la relation de cointégration, conduisant à des ajustements de la variable non faiblement exogène. La spécification β_6 peut donc s'interpréter comme une relations de long terme déterminant les crédits réels. Ainsi, quand le terme à correction d'erreur (ec_t) est positif, par exemple du fait d'un accroissement toutes choses égales par ailleurs des réserves de change, les crédits réels enregistreront une variation négative sur la période suivante d'une ampleur $\alpha_c ec_t$ de façon à s'ajuster vers le niveau d'équilibre donné par la relation de cointégration.

La vitesse à laquelle les écarts par rapport à l'équilibre de long terme sont corrigés peut être calculée. Cette vitesse d'ajustement est égale à 1 moins le coefficient d'autocorrélation du premier ordre du terme à correction d'erreur ec_t (Phylaktis and Kassimatis, 1994). Elles sont globalement proches dans les différentes spécifications estimées. Les vitesses d'ajustement obtenues pour les spécifications β_5 et β_6 sont re-

portées dans le tableau 1.5. Nous obtenons, respectivement pour les spécifications β_5 et β_6 , que 29% et 33% de l'écart entre le niveau effectif et le niveau d'équilibre des crédits réels est compensé chaque mois. Nous pouvons en déduire le temps nécessaire pour réduire de 90% un écart donné entre le niveau effectif et le niveau d'équilibre des crédits réels¹⁸. Nous obtenons, respectivement pour les spécifications β_5 et β_6 , que 6,72 mois et 5,75 mois sont nécessaires pour éliminer 90% d'un écart donné entre le niveau effectif et le niveau d'équilibre des crédits réels.

Ainsi, dans les spécifications β_5 et β_6 , les crédits réels semblent sur le long terme compenser entre 30% et 40% des variations des réserves de change¹⁹ pour des niveaux donnés de production industrielle et de taux d'intérêt. De plus, les ajustements des crédits réels suite à une modification des réserves peuvent se faire de façon progressive et nécessiter approximativement 6 mois pour éliminer 90% d'un écart par rapport à la valeur d'équilibre de long terme.

1.2.2.3 Homogénéité entre réserves de change et crédit

Dans la spécification β_6 , les restrictions posées sur les forces de rappel nous permettent d'interpréter la relation de cointégration estimée comme une équation de long terme déterminant les crédits réels. Il convient maintenant de tester si le coefficient associé aux réserves de change est inférieur à 1 en valeur absolue. Pour cela, nous ajoutons une nouvelle contrainte en plus de celles sur les forces de rappel pour estimer le VECM. Nous supposons qu'il y a homogénéité entre les réserves de change réelles et les crédits réels. La relation de cointégration obtenue correspond à la spécification β_8 reportée dans le tableau 1.5 et est donnée par :

$$C_t = -IR_t + \underset{(0,489)}{3,224} y_t + \underset{(0,032)}{0,132} (r_t - r_t^*) - 15,006 + ec_t. \quad (1.12)$$

¹⁸Si s est la vitesse d'ajustement et si f et g sont respectivement la proportion initiale et finale d'un écart par rapport à l'équilibre, alors le nombre d'intervalles nécessaires pour passer de f à g est donné par $r = (\ln(g) - \ln(f)) / \ln(1 - s)$ (Phylaktis and Kassimatis, 1994).

¹⁹Plus précisément, le coefficient associé aux réserves de change est de -0,286 dans la spécification β_6 et -0,371 dans la spécification β_5 .

TAB. 1.5: Estimation du VECM (suite)

| | β_5 | β_6 | β_7 | β_8 |
|--|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| IR_t | -0,371 (0,089) | -0,286 (0,058) | -1 (-) | -1 (-) |
| y_t | 2,104 (0,243) | 1,789 (0,132) | 4,031 (0,388) | 3,224 (0,498) |
| r_t | 0,028 (0,008) | - | 0,125 (0,032) | - |
| $(r_t - r_t^*)$ | - | 0,020 (0,006) | - | 0,132 (0,059) |
| μ_1 | -9,708 | -8,120 | -19,319 | -15,006 |
| Test de la Trace [p-stat] | 51,755 [0,020] | 48,083 [0,047] | 51,755 [0,020] | 48,083 [0,047] |
| α_c | -0,075 (0,016) | -0,104 (0,023) | -0,018 (0,004) | -0,010 (0,003) |
| Vitesse d'ajustement | 0,29 | 0,33 | 0,32 | 0,27 |
| Ajustement de 90% (mois) | 6,72 | 5,75 | 5,97 | 7,31 |
| Test LR [p-stat] | $\chi^2(3)$ 8,161 [0,042] | $\chi^2(3)$ 5,809 [0,121] | $\chi^2(4)$ 14,378 [0,006] | $\chi^2(4)$ 16,725 [0,002] |
| Test Jarque-Bera [p-stat] | $\chi^2(8)$ 5,113 [0,745] | $\chi^2(8)$ 5,481 [0,705] | $\chi^2(8)$ 5,942 [0,653] | $\chi^2(8)$ 5,309 [0,724] |
| Exclusion du 3 ^{eme} retard [p-stat] | $\chi^2(16)$ 7,795 [0,954] | $\chi^2(16)$ 10,793 [0,822] | $\chi^2(16)$ 5,984 [0,988] | $\chi^2(16)$ 8,749 [0,923] |
| Test de White [p-stat] | $\chi^2(180)$ 184,450 [0,394] | $\chi^2(180)$ 191,733 [0,261] | $\chi^2(180)$ 181,714 [0,450] | $\chi^2(180)$ 185,359 [0,376] |

Note 1 : La vitesse d'ajustement est égale à 1 moins le coefficient d'autocorrélation au premier ordre du terme à correction d'erreur (ec_t). L'ajustement de 90% est égal à $\ln(0,10)/\ln(1-s)$ où s est la vitesse d'ajustement (Phylaktis and Kassimatis, 1994).

Note 2 : Les écarts-types sont entre parenthèses.

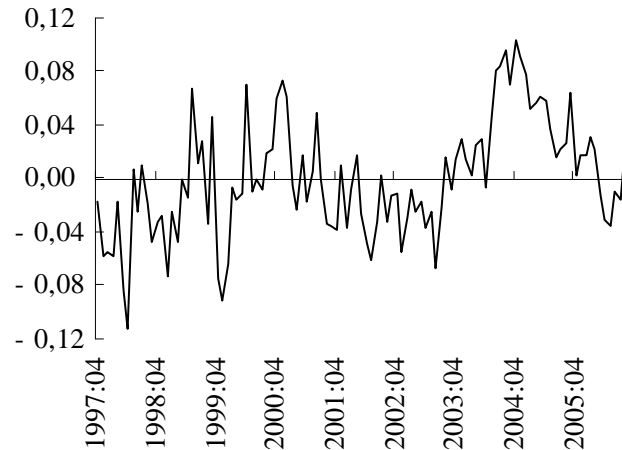
Nous reportons également dans le tableau 1.5 la spécification β_7 dans laquelle nous considérons parmi les variables du modèle le taux d'intérêt réel même si, au seuil de 5%, les restrictions posées sur les forces de rappel ont été rejetées pour cette spécification.

La validité des restrictions posées pour estimer ces relations de cointégration est testée avec un test LR reporté dans le tableau 1.5. Ce test montre que nous pouvons refuser au seuil de 1% l'hypothèse d'homogénéité entre les crédits réels et les réserves de change réelles. Par conséquent, la spécification β_6 montre que la PBC est bien parvenue à ajuster à la baisse les crédits réels suite aux accroissements des réserves de change mais le test LR réalisé sur les spécification β_8 confirme que ces ajustements sont partiels ; les contractions des crédits sont insuffisantes pour compenser intégralement les accumulations de réserves de change. La PBC, tout en conservant le contrôle de l'évolution des crédits, n'est pas parvenue à contenir le relâchement des conditions monétaires suite aux accumulations de réserves.

1.2.2.4 Écarts par rapport à l'équilibre de long terme

Sur le graphique 1-2, nous représentons les résidus de la relation de cointégration (ec_t) correspondant aux écarts par rapport à l'équilibre de long terme obtenus avec la spécification β_6 ²⁰. Il apparaît clairement que les résidus de la relation de cointégration suivent un processus stationnaire. Les écarts par rapport à l'axe des abscisses peuvent s'interpréter comme des écarts des crédits réels par rapport à leur niveau d'équilibre de long terme. Quand le résidu de la relation de cointégration est au dessus de l'axe des abscisses, les crédits réels sont au dessus de leur niveau d'équilibre de long terme déterminé par le VECM. Nous pouvons noter en particulier que le résidu de la relation de cointégration est au dessus de l'axe des abscisses en 2003 et 2004, lorsque les forts afflux de capitaux spéculatifs se sont traduits par une accumulation rapide de réserves de change. D'après les vitesses d'ajustements associées aux mécanismes de

²⁰Dans la spécification β_6 , le terme de correction d'erreur (ec_t) est donné par $ec_t = C_t + 0,286IR_t - 1,789y_t - 0,020(r_t - r_t^*) + 8,120$ où la constante 8.324 est calculée de façon à ce que la moyenne de ec_t soit nulle.

FIG. 1-2: Ecart par rapport à l'équilibre de long terme (ec_t)

correction d'erreur calculées précédemment, les crédits ont été ajustés progressivement de façon à revenir vers leur équilibre de long terme et ainsi compenser partiellement les accumulations de réserves de change.

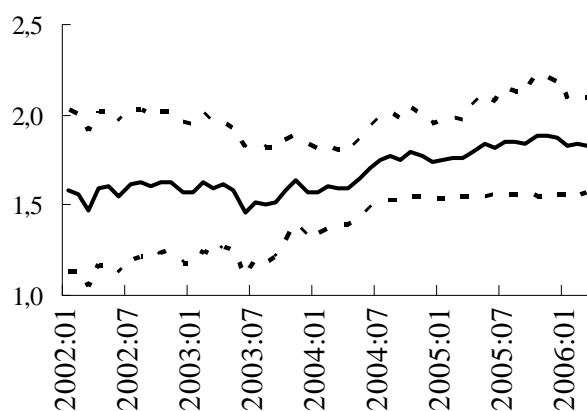
1.2.2.5 Estimation récursive du vecteur de cointégration

Nous procédons maintenant à une estimation récursive de la spécification β_6 afin d'évaluer la stabilité des coefficients estimés. Les graphiques 1-3-a à -d représentent les estimations récursives de la relation de cointégration et du coefficient d'ajustement obtenus dans la spécification β_6 . La valeur de ces coefficients peut légèrement croître ou décroître dans le temps, ce qui peut expliquer les instabilités sur le graphique 1-1-b quand nous avons calculé de façon récursive la statistique de la trace.

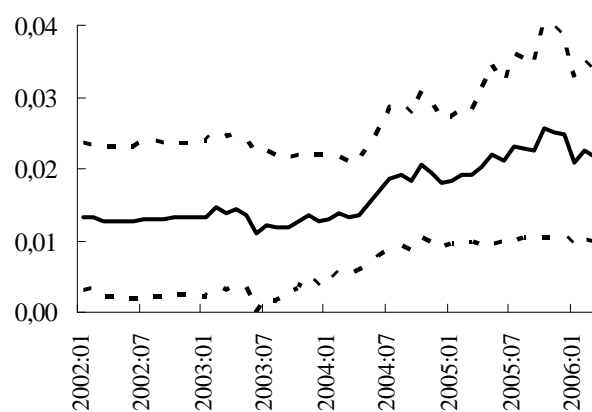
Les coefficients associés à la production industrielle réelle (graphique 1-3-a) et au différentiel de taux d'intérêt réel (graphique 1-3-b), ainsi que les surfaces en pointillés correspondant au coefficient \pm deux fois son écart-type, sont continuellement au dessus de l'axe des abscisses et augmentent légèrement à mesure que la taille de l'échantillon s'accroît. Le coefficient associé à la production industrielle passe ainsi approximativement de 1,50 à 2,00 et celui associé au différentiel de taux d'intérêt passe de

0,01 à 0,02. Le coefficient associé aux réserves de change (graphique 1-3-c) augmente également (en valeur absolue) de façon graduelle et passe de -0,10 à -0,30 à mesure que la taille de l'échantillon s'accroît mais la zone en pointillé correspondant au coefficient \pm deux fois son écart-type contient l'axe des abscisses avant 2004. Ce résultat signale une faible significativité du coefficient associé aux réserves de change quand un sous-échantillon s'arrêtant avant 2004 est considéré pour estimer le VECM. Enfin, nous pouvons observer sur le graphique 1-3-c que le coefficient d'ajustement α_c décroît légèrement (en valeur absolue) de -0,16 à -0,10 à mesure que la taille de l'échantillon s'accroît, ce qui indique que les écarts par rapport à l'équilibre de long terme ont gagné un peu en persistance. Cependant, ces estimations récursives ne révèlent pas de rupture structurelle dans la relation de cointégration estimée mais plutôt une convergence progressive des coefficients estimés vers leur valeur de long terme à mesure que l'échantillon s'accroît.

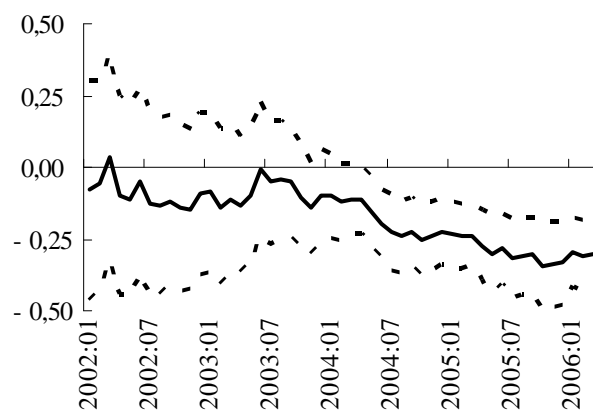
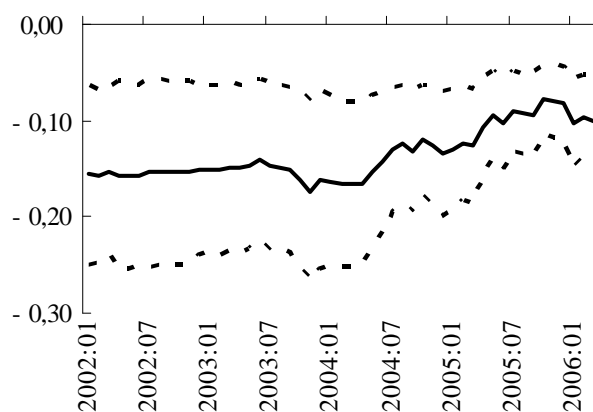
FIG. 1-3: Estimation récursive de la spécification β_6



a- Estimation récursive de β_y



b- Estimation récursive de $\beta_{(r-r^*)}$

c- Estimation récursive de β_{ir} d- Estimation récursive de α_c

Note : Les lignes en pointillés représentent la valeur du coefficient estimé +/- deux fois son écart-type.

1.2.3 Fonctions de réponse

Les fonctions de réponse générées par le VECM permettent d'évaluer les interactions dynamiques des variables considérées²¹. Nous nous intéressons plus particulièrement aux interactions des réserves de change et des crédits. Nous retenons la spécification β_6 , pour laquelle la relation de cointégration peut s'interpréter comme une équation de long terme déterminant les crédits réels, pour analyser les fonctions de réponse.

Premièrement, nous appliquons une procédure d'estimation séquentielle des régresseurs permettant de tester des restrictions sur les paramètres de court terme du VECM (les matrices ϕ_i dans l'équation 1.6)²². Cette procédure permet d'obtenir un modèle restreint dans lequel tous les coefficients non significatifs sont contraints à 0. À partir de ce modèle restreint, nous utilisons une décomposition à la Cholesky pour générer les fonctions de réponse. Les variables sont ordonnées de la façon suivante : y_t , C_t , $(r_t - r_t^*)$ et IR_t . Ainsi, les crédits répondent de façon contemporaine à la production industrielle et répondent avec un délai d'une période au différentiel de taux d'intérêt et aux réserves de change. De plus, les réserves de change peuvent répondre de façon contemporaine au différentiel de taux d'intérêt. Cependant, des ordres différents sont également considérés et les fonctions de réponse apparaissent peu affectées par une modification de l'ordre des variables, indiquant que les résidus de la forme réduite du VECM sont peu corrélés. Les corrélations croisées de ces résidus sont présentées en annexe dans le tableau 1.11.

Nous analysons dans un premier temps les effets d'un choc sur les crédits réels. Sur le graphique 1-4-a, nous représentons la fonction de réponse des crédits réels à leur propre choc. Les réponses des autres variables ne sont pas significatives et sont reportées en

²¹Il peut cependant s'avérer difficile d'interpréter clairement les effets des chocs compte tenu de la spécification du VECM. Comme nous l'avons déjà remarqué, les variables considérées renvoient uniquement à la partie monétaire d'un modèle de type Mundell-Fleming.

²²Cette procédure consiste à éliminer séquentiellement les paramètres avec les plus faibles $t - stat$ en utilisant un critère d'information (AIC) pour décider de contraindre à 0 ou pas un paramètre (Lütkepohl et Krätzig, 2004). Un seul paramètre, celui avec la plus faible $t - stat$, est éliminé par étape si le critère AIC le suggère. Ensuite les nouvelles $t - stat$ associées au nouveau modèle contraint sont estimées et la procédure est appliquée de nouveau.

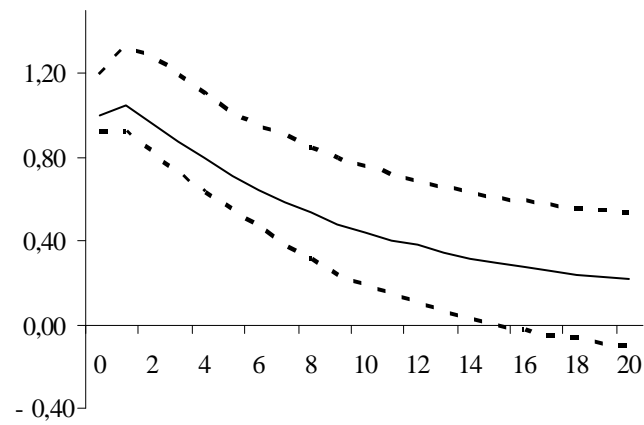
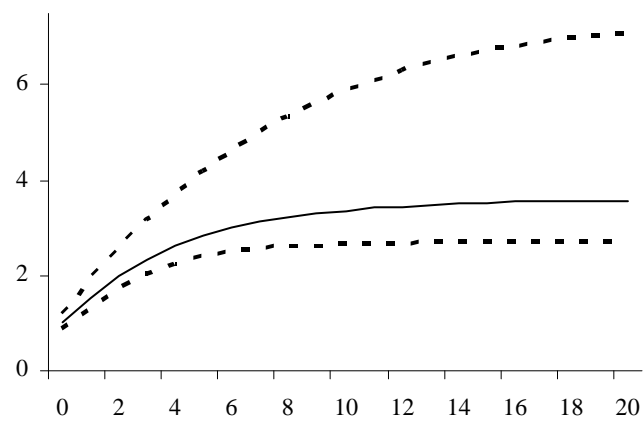
annexe sur les graphiques 1-9. Le graphique 1-4-a permet ainsi d'illustrer que le choc sur les crédits réel n'a qu'un effet transitoire. Les autres variables ne sont pas affectées par ce choc et la force de rappel (α_c) ramène les crédits réels vers leur équilibre de long terme. La réponse des crédits réels devient non significative 16 périodes après le choc.

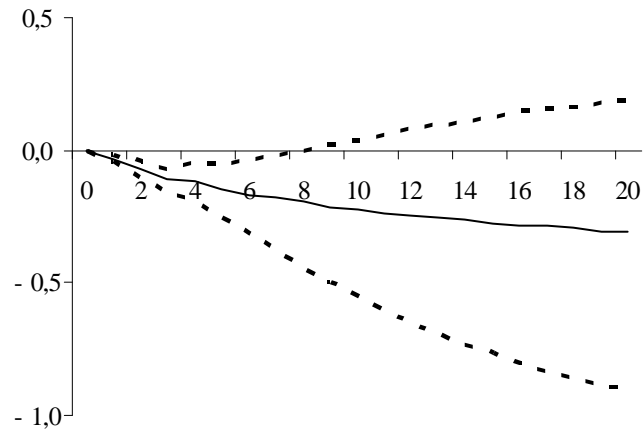
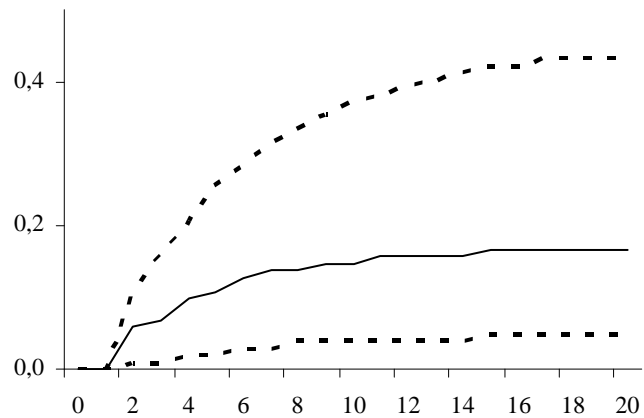
Nous analysons également les effets d'un choc sur les réserves de change réelles. Le graphique 1-4-b montre que ce choc a des effets permanents ; la fonction de réponse des réserves réelles ne retourne pas vers l'équilibre initial. Sur le graphique 1-4-c, nous observons que les crédits réels répondent négativement et significativement au choc sur les réserves réelles mais l'intervalle de confiance coupe l'axe des abscisses huit périodes après le choc. La PBC ajuste donc à la baisse les crédits réels suite à un choc sur les réserves, ce qui est stabilisateur pour l'évolution des conditions monétaires domestiques mais cet ajustement a néanmoins une ampleur limitée. La réponse de la production industrielle réelle est également significative et nous observons sur le graphique 1-4-d que la production industrielle réelle répond positivement au choc sur les réserves de change réelles. Cette interaction de la production industrielle et des réserves de change permet, compte tenu de la faible ampleur de la réaction des crédits, de rétablir l'équilibre défini par la relation de cointégration.

Les chocs sur la production industrielle réelle et sur le différentiel de taux d'intérêt réels ont également des effets permanents ; les fonctions de réponses ne retournent pas vers l'équilibre initial. Nous représentons en annexe, sur les graphiques 1-10 et 1-11, les fonctions de réponse des variables qui réagissent significativement à ces chocs. Le choc sur la production industrielle peut s'apparenter à un choc de productivité permanent. Les crédits réels et les réserves de change réelles affichent des réactions positives et significatives à un choc positif. Par ailleurs, le choc sur le différentiel de taux d'intérêt provoque une réaction significative uniquement des crédits réels. Cette réaction est positive et son ampleur est déterminée par la relation de cointégration de façon à rétablir l'équilibre de long terme.

Nous pouvons conclure dans cette section que la PBC n'a pas perdu le contrôle des conditions monétaires domestiques malgré l'accumulation rapide de réserves de change. Les relations de cointégration estimées et les fonctions de réponse obtenues montrent que les interactions des réserves de change et des crédits sont négatives. Les résultats de nos estimations indiquent ainsi que la PBC est parvenue à limiter la progression des crédits mais que les ajustements réalisés n'ont pas compensé intégralement les accumulations de réserves. Il convient donc maintenant de s'intéresser à l'efficacité des différents instruments utilisés par la PBC pour conserver la maîtrise des conditions monétaires domestiques.

FIG. 1-4: Fonctions de réponse

a- Réponse de C_t à un choc sur C_t b- Réponse de IR_t à un choc sur IR_t

c- Réponse de C_t à un choc sur IR_t d- Réponse de y_t à un choc sur IR_t

Note : Les fonctions de réponse représentées sont normalisées (la valeur du choc est égale à 1) et non cumulées. Les courbes en pointillés représentent les intervalles de confiance à 90%. Ces derniers sont obtenus avec une méthode de rééchantillonnage (bootstrap) comportant 1500 tirages. Ces fonctions de réponse et leurs intervalles de confiance sont obtenus avec JMulti 4.02 (Lütkepohl and Krätzig, 2004).

1.3 Efficacité de la politique de stérilisation

Dans un système de change fixe, les afflux de capitaux et les excédents de la balance courante conduisent la banque centrale à accumuler des réserves de change. Par conséquent, le volume des actifs étrangers nets (*net foreign assets*, NFA) dans le bilan de la banque centrale augmentent. Des opérations d'*open market*, des modifications du taux de réserves obligatoires et le recours à des mesures administratives sont les principaux instruments à la disposition des autorités pour gérer les conséquences de ces accumulations de réserves sur les conditions monétaire domestiques²³.

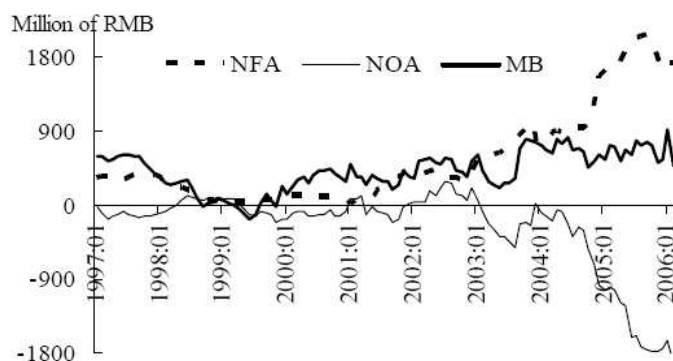
1.3.1 Mesures de stérilisation prises par la PBC

La PBC a eu largement recours à des opérations d'*open market* à partir de 2003 afin de stériliser les accroissements de ses réserves de change résultant des afflux de capitaux et des excédents de la balance courante. Pour réaliser ces opérations d'*open market*, la PBC a privilégié l'émission de titres plutôt que la vente d'une partie de son portefeuille de titres publics (Xie, 2004 ; Green, 2005). La PBC émet principalement des titres à 1 an et à 3 mois et dans une moindre mesure des titres à 6 mois et à 3 ans. Les nouvelles émissions de titres permettent donc de compenser les nouvelles accumulations de réserves de change et de reconduire les titres de stérilisation arrivant à échéance. La PBC a également réalisé des opérations d'*open market* "spéciales" consistant à vendre des titres à des taux punitifs (plus faible que lors d'opérations d'*open market* standards) aux banques les plus laxistes dans la distribution de crédits.

Les titres émis par la PBC sont enregistrés négativement dans le poste autres actifs nets (*net other assets*, NOA) de son bilan (Hu, 2003). Nous pouvons donc évaluer dans quelle mesure la PBC a eu recours à des opérations d'*open market* pour stériliser

²³ Les autorités monétaires peuvent également influencer directement l'offre et la demande sur le marché des changes. Lu (2004) met notamment en avant les mesures prises par les autorités chinoises pour faciliter les sorties de capitaux afin de réduire les pressions d'appréciation du RMB. Cependant, la libéralisation des sorties de capitaux peut s'avérer contreproductif dans la mesure où cela peut stimuler davantage les afflux de capitaux (Prasad et al., 2005).

FIG. 1-5: Variations annuelles en glissement des éléments du bilan de la PBC



Note : $MB_t = NFA_t + NDA_t + NOA_t$. Les variations des actifs domestiques nets (NDA_t) sont relativement faibles depuis 2001. Elles ne sont donc pas représentées. Source: base IFS du FMI.

les accumulations de réserves de change. Le graphique 1-5 représente les variations annuelles en glissement des NFA, des NOA ainsi que de la base monétaire. Nous observons ainsi que depuis 2003, la PBC a eu largement recours à l'émission de titres ; les NOA enregistrent des variations négatives de plus en plus importantes. Cependant, nous observons également que ces émissions de titres ont été insuffisantes pour compenser intégralement la forte croissance des NFA. Il en résulte ainsi des accroissements positifs de la base monétaire. Sur la période fin 2000-fin 2003, Higgins et Klitgaard (2004) évaluent qu'approximativement 50% des accroissements des NFA ont été stérilisés par des opérations d'*open market*. Le graphique 1-5 montre également que la PBC a intensifié ses opérations d'*open market* en 2004 et 2005 pour compenser l'accumulation de réserves de change résultant des afflux de capitaux mais également des forts excédents de la balance courante en 2005 et 2006. Fin 2006, le montant total de titres émis par la PBC est de 3000 milliards de RMB (385 milliards de dollars) et les réserves de change détenus par la PBC sont de 1066 milliards de dollars.

A partir du bilan de la banque centrale, nous pouvons construire un indicateur d'actifs étrangers nets non stérilisés (NFOA) par opérations d'*open market* correspondant à la somme des actifs étrangers nets et des autres actifs nets ($NFOA_t = NFA_t + NOA_t$).

Cet indicateur a un impact direct sur la base monétaire mais pas nécessairement sur les agrégats monétaires et sur les crédits à l'économie. En effet, la PBC peut décider d'augmenter le ratio de réserves obligatoires et recourir à des mesures administratives afin de compléter le processus de stérilisation. Entre le second semestre de 2003 et avril 2004, la PBC a augmenté le ratio de réserves obligatoires de 6% à 7,5%. La PBC a poursuivi l'augmentation de son taux de réserves obligatoires entre juin 2006 et janvier 2007 avec quatre hausses de 0,5 points conduisant ainsi son taux de réserves obligatoires à 9,5%. La PBC cherche ainsi à réduire le multiplicateur monétaire afin de diminuer la liquidité du secteur bancaire. Par ailleurs, la PBC a appliqué des mesures administratives pour contenir la progression de l'offre de crédit des banques (Hagiwara, 2004 ; Green, 2005). La PBC est intervenue directement sur le comportement d'offre de crédit de certaines banques et en direction de certains secteurs en suractivité (immobilier, automobile, acier, cuivre, ciment...). Dans la mesure où les 4 principales banques (correspondant approximativement à 50% du secteur bancaire en termes d'actifs) sont des banques d'Etat, ces mesures administratives ont pu être mises en place efficacement (Hu, 2003). La PBC a également appliqué des augmentations des taux d'intérêt de référence. En octobre 2004, le taux de référence à un an sur les crédits passe de 5,31% à 5,58% puis en avril 2006, il passe de 5,58% à 5,85%.

1.3.2 Tests de causalité directe

Afin d'évaluer l'efficacité des mesures de stérilisation mises en œuvre par la PBC, nous estimons des modèles VAR dans le cadre desquels nous appliquons des tests de causalité à la Granger. Le recours à des modèles VAR sans fondement théorique explicite est approprié pour évaluer l'efficacité des mesures de stérilisation lorsque plusieurs mesures à différentes périodes sont utilisées à des intensités variables (Takagi et Esaka, 2001). Dans notre situation, la PBC a eu recours à des mesures variées allant d'opérations d'*open market* traditionnelles à des applications de mesures administratives discrétionnaires sur certaines banques. Il est intéressant de noter que la PBC a eu

largement recours à son influence sur les banques publiques pour parvenir à vendre ses titres de stérilisation et pour mettre en œuvre ses mesures administratives. Ainsi, bien que le secteur bancaire ait obtenu durant la dernière décennie une plus grande autonomie de décision au niveau des relations avec sa clientèle, la PBC est toujours en situation d'influer directement sur le fonctionnement du secteur bancaire pour assurer la stabilité des conditions monétaires.

Nous examinons avec les tests de causalité à la Granger si les évolutions des actifs étrangers nets non stérilisés par opérations d'*open market*, mesurées par l'indicateur $NFOA_t$, ont affecté les agrégats monétaires et les crédits à l'économie. Ces tests nous permettent ainsi d'évaluer si les modifications du taux de réserves obligatoires et les mesures administratives ont été efficaces pour compléter le processus de stérilisation engagé avec les opérations d'*open market*. Nous utilisons la procédure développée par Toda et Yamamoto (1995) et Dolado et Lütkepohl (1996) pour réaliser les tests de causalité. Cette procédure ne requiert pas une analyse de la cointégration entre les variables considérées et permet également de combiner des séries avec des ordres d'intégration différents. Cette procédure s'applique en deux étapes. Premièrement, nous déterminons l'ordre d'intégration maximal (noté $dmax$) des séries utilisées et nous déterminons le nombre de retards (noté k) devant être considéré quand les séries sont représentées sous la forme d'un modèle VAR stationnaire²⁴. Deuxièmement, nous estimons un modèle VAR sur les séries en niveau avec $p = k + dmax$ retards. Les tests de causalité à la Granger consistent à appliquer des tests de Wald sur les k premières matrices des coefficients du modèle VAR.

Nous considérons plusieurs modèles VAR pour réaliser nos tests afin d'évaluer la robustesse des résultats obtenus. Premièrement, nous considérons deux systèmes VAR bivariés combinant l'indicateur des actifs étrangers nets non stérilisés par opérations d'*open market* ($NFOA_t$) avec l'agrégat monétaire M2 ou avec les crédits à l'économie. Deuxièmement, nous considérons deux systèmes VAR multivariés composés de l'indi-

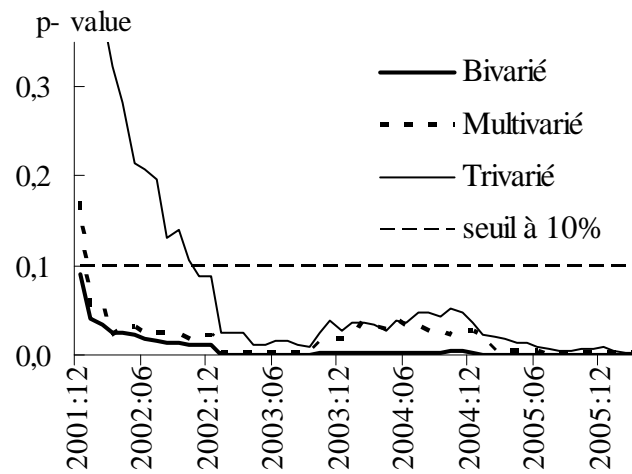
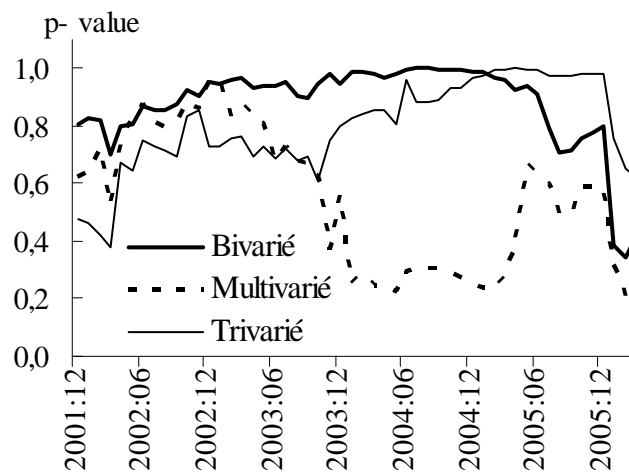
²⁴Nous entendons par modèle VAR stationnaire, un modèle VAR appliqué sur des séries stationnaires.

cateur NFOA, de la production industrielle, du taux d'intérêt à trois mois et alternativement de l'agrégat M2 ou des crédits. Les modèles VAR multivariés permettent ainsi d'apprécier la robustesse des résultats obtenus avec les modèles VAR bivariés lorsque nous contrôlons pour les évolutions de l'activité économique et du taux d'intérêt. Enfin, nous considérons un système VAR trivarié incluant l'indicateur NFOA, l'agrégat M2 et les crédits afin de rendre compte des interactions de agrégat monétaire et des crédits.

Les variables sont exprimées en valeur réelle dans les spécifications multivariées et trivariées et nous utilisons la transformation logarithmique des variables (excepté pour le taux d'intérêt réel). Par ailleurs, les modèles VAR sont estimés sur données mensuelles de janvier 1997 à mars 2006. Il convient dans un premier temps de déterminer le degré d'intégration des différentes séries considérées. Comme dans le cadre du VECM estimé précédemment, nous utilisons quatre tests de racine unitaire : ADF, DF-GLS, PP et KPSS. Les conclusions de ces tests sont présentées dans le tableau 1.8 en annexe et nous pouvons conclure globalement que toutes les séries considérées sont non stationnaires en niveau et stationnaires en différence première. Dans le cadre de la procédure de Toda et Yamamoto (1995) et Dolado et Lütkepohl (1996), nous avons donc $dmax = 1$. Le nombre de retards retenu pour les modèles VAR stationnaires est déterminé en fonction des propriétés statistiques des résidus (normalité et indépendance). Nous concluons que chaque modèle VAR nécessite trois retards et nous sommes également amenés à intégrer des variables indicatrices²⁵ pour obtenir la normalité des résidus. La procédure de Toda et Yamamoto (1995) et Dolado et Lütkepohl (1996) nous conduit donc à estimer les différents modèles VAR sur les variables prises en niveau et intégrant quatre retards. Les tests de causalité à la Granger consistent donc à placer des restrictions sur les coefficients jusqu'au troisième retard.

²⁵Dans le modèle trivarié et les modèles bivariés nous introduisons une variable indicatrice prenant la valeur 1 en avril 2001 et 0 sinon. Dans le modèle trivarié nous introduisons une seconde variable indicatrice prenant la valeur 1 en juin 2000 et 0 sinon.

FIG. 1-6: Tests récurrents de causalité directe

a- Causalité directe de $NFOA_t$ vers $M2_t$ b- Causalité directe de $NFOA_t$ vers C_t

Note : L'hypothèse nulle associée aux tests est que la variable X ne cause pas au sens de Granger la variable Y . Les graphiques représentent de façon récurrente la probabilité associée à l'hypothèse nulle.

Le graphique 1-6-a représente de façon récursive le test de causalité au sens de Granger de l'indicateur NFOA vers l'agrégat M2. Nous pouvons conclure au seuil de 10% qu'il existe une relation de causalité des actifs étrangers nets non stérilisés par opérations d'*open market* vers l'agrégat monétaire M2 dans les trois différentes spécifications de modèle VAR considérées. Les opérations d'*open market* et les modifications du taux de réserves obligatoires n'ont donc pas permis de stériliser intégralement les effets de l'accumulation de réserves de change sur la masse monétaire. Cependant, l'expansion de la masse monétaire aurait été considérablement plus importante sans ces mesures. Les opérations d'*open market* ont notamment représenté les principales opportunités offertes aux banques pour utiliser leurs excès de liquidités résultant des restrictions quantitatives sur les crédits (Roubini et Setser, 2005a).

Le graphique 1-6-b représente le test récursif de causalité au sens de Granger de l'indicateur NFOA vers les crédits. Nous pouvons conclure au seuil de 10% dans les différents modèles VAR que l'indicateur NFOA n'a pas causé au sens de Granger les crédits. Ainsi, les opérations d'*open market* combinées avec l'application de mesures administratives sur le comportement d'offre de crédit des banques ont permis de stériliser les effets de l'accumulation de réserves de change sur les crédits. Ainsi, les résultats des tests montrent que la PBC est parvenue à conserver le contrôle de l'évolution des crédits à l'économie durant les périodes d'accumulations rapide de réserves de change.

Les résultats reportés sur le graphique 1-6-a nous indiquent que nous avons bien une relation de causalité au sens de Granger de l'indicateur NFOA vers l'agrégat M2 mais il convient également d'analyser le signe de cette relation de causalité. Il peut être évalué en faisant la somme des coefficients associés aux trois premiers retards de la variable $NFOA_t$ dans l'équation décrivant l'ajustement de $M2_t$ pour les différents modèles VAR. Cette somme de coefficients capture ainsi l'influence de long terme de l'indicateur NFOA sur l'agrégat M2. Dans le tableau 1.6, nous présentons les sommes des coefficients obtenues pour les différents modèles VAR estimés ainsi que les écarts-types et les p-stat

TAB. 1.6: Signe de la relation de causalité de *NFOA* vers *M2*

| | somme des coefficients | écart-type | p-stat |
|----------------|------------------------|------------|--------|
| VAR bivarié | 0,0237 | 0,0174 | 0,1737 |
| VAR multivarié | 0,0199 | 0,0211 | 0,3451 |
| VAR trivarié | 0,0138 | 0,0175 | 0,4324 |

Note : La colonne "somme des coefficients" correspond à la somme des coefficients associés aux trois premiers retards de la variable *NFOA* dans l'équation décrivant l'ajustement de *M2* pour les différents modèles VAR.

associés à l'hypothèse de nullité de la somme des coefficients. Nous observons que la somme des coefficients est positive pour les trois modèles VAR considérés, mais elle apparaît non significative²⁶. Ce résultat s'explique par le fait que les sommes calculées regroupent des coefficients négatifs et positifs. Plus précisément, les coefficients associés au premier et au troisième retard sont positifs mais celui associé au second retard est négatif, conduisant à une somme faible et à un écart-type élevé. La relation de causalité de l'indicateur *NFOA* vers l'agrégat *M2* n'est pas remise en cause mais ses implications peuvent être relativisées. Les accroissements des actifs étrangers nets non stérilisés par opérations d'*open market* ont conduit à des expansions de la masse monétaire mais ces dernières n'ont pas été durables.

1.3.3 Tests de causalité indirecte

Dans la sous-section précédente, nous nous sommes intéressés aux relations de causalité directe de l'indicateur *NFOA* vers *M2* et les crédits. Les résultats des tests montrent que les actifs étrangers nets non stérilisés par opérations d'*open market* ont affecté

²⁶En annexe, le graphique 1-12 présente de façon récursive la p-value associée à l'hypothèse de nullité de la somme des coefficients pour les différents modèles VAR estimés afin de montrer la stabilité des résultats présentés dans le tableau 1.6.

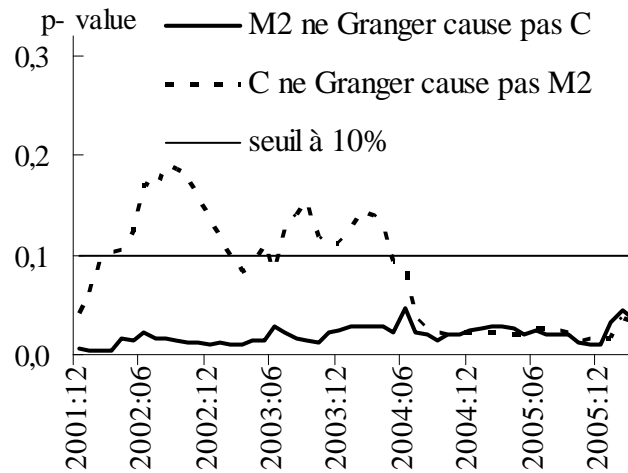
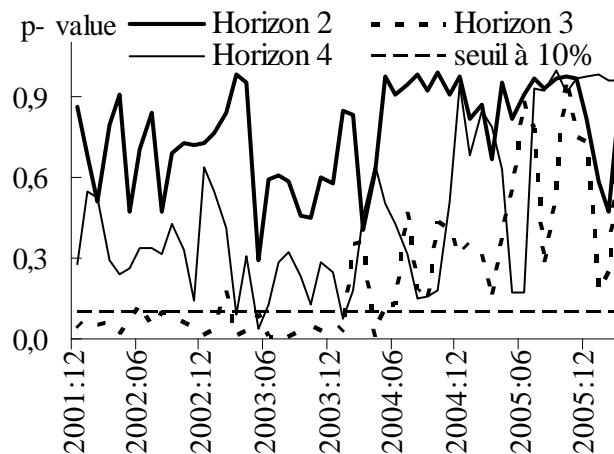
l'agrégat monétaire M2 mais pas les crédits. Cependant, il convient également de tester l'existence d'une relation de causalité indirecte entre l'indicateur NFOA et l'évolution des crédits.

Sur le graphique 1-7-a, nous représentons les tests récursifs de causalité directe entre l'agrégat monétaire M2 et les crédits réalisés dans le cadre du modèle VAR trivarié. Ces tests mettent en évidence une causalité bidirectionnelle entre M2 et les crédits bien que la procédure récursive montre que la relation de causalité des crédits vers M2 n'est pas systématiquement vérifiée au seuil de 10% avant le second semestre 2004. Par conséquent, nous pourrions avoir le schéma de causalité indirect suivant : l'indicateur NFOA affecte l'agrégat monétaire M2 qui à son tour affecte les crédits. Ainsi, bien que les tests de causalité réalisés dans la sous-section précédente montrent que l'indicateur NFOA ne permet pas de prédire à l'horizon d'une période les évolutions des crédits, l'indicateur NFOA pourrait néanmoins causer au sens de Granger les crédits à un horizon de plusieurs périodes par le biais de son impact sur l'agrégat monétaire M2.

L'analyse des signes des relations de causalité directe entre M2 et les crédits vient cependant relativiser l'importance d'effet indirecte que l'indicateur NFOA peut avoir sur les crédits. Le tableau 1.7 montre que les relations de causalité entre M2 et les crédits sont positives mais seule la relation des crédits vers M2 est significative au seuil de 10%²⁷. La présence d'un coefficient négatif dans la somme des coefficients associés à la relation de causalité de M2 vers les crédits explique la non significativité de cette somme. Par conséquent les accroissements de M2 n'ont pas une influence de long terme significative sur les crédits.

²⁷En annexe, le graphique 1-13 présente de façon récursive les p-value associées à ces tests afin de montrer la stabilité des résultats présentés dans le tableau 1.7.

FIG. 1-7: Tests récursifs de causalité

a- Causalité directe entre C_t et $M2_t$ b- Causalité indirecte de $NFOA_t$ vers C_t

Note : L'hypothèse nulle associée aux tests est que la variable X ne cause pas au sens de Granger la variable Y . Les graphiques représentent de façon récursive la probabilité associée à l'hypothèse nulle.

TAB. 1.7: Signe des relations de causalité entre les crédits et $M2$

| | somme des coefficients | écart-type | p-stat |
|----------------------------------|------------------------|------------|--------|
| Causalité des crédits vers M2 | 0,2546 | 0,1210 | 0,0354 |
| Causalité de M2 vers les crédits | 0,0738 | 0,1371 | 0,5903 |

Le schéma de causalité indirect de l'indicateur NFOA vers les crédits est testé avec la procédure de Dufour et al. (2005). Le modèle VAR trivarié peut s'écrire à la période $t + 1$:

$$W_{t+1} = \mu + \sum_{l=1}^4 \pi_l W_{t+1-l} + e_{t+1}, \quad (1.13)$$

où $t = 0, \dots, T-1$, $W'_{t+1} = (NFOA_{t+1} \ C_{t+1} \ M2_{t+1})$, μ est un vecteur de constantes de dimension (3×1) et les résidus e_t sont caractérisés par $E(e_t) = 0$, $E(e_t e'_s) = 0$ si $t \neq s$ et $E(e_t e'_s) = \Omega$ si $t = s$ avec $\det(\Omega) \neq 0$.

L'équation (1.13) représente un modèle VAR à l'horizon 1. Ce modèle peut être développé pour devenir un modèle autoregressif à l'horizon h . Comme le proposent Dufour et al. (2005), nous considérons la représentation non contrainte suivante :

$$W_{t+h} = \mu^{(h)} + \sum_{l_1=1}^4 \pi_{l_1}^{(h)} W_{t+1-l_1} + \sum_{l_2=0}^{h-1} \varphi_{l_2} e_{t+h-l_2}, \quad (1.14)$$

où $h < T$ et $\varphi_0 = I$.

La causalité au sens de Granger à l'horizon h est testée en appliquant des tests de Wald sur les 3 premières matrices des coefficients du modèle VAR (les matrices $\pi_{l_1}^{(h)}$). Par ailleurs, nous utilisons l'estimateur de Newey et West (1987) robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation afin de prendre correctement en compte le processus moyenne mobile à l'ordre $h - 1$ ($MA(h - 1)$) des résidus. Le coût de cette procédure

simple proposée par Dufour et al. (2005) pour réaliser un test de causalité indirecte à l'horizon h est une perte d'efficacité dans la mesure où le modèle non contraint estimé n'utilise pas toute l'information disponible. D'après Dufour et Renault (1998), l'horizon le plus élevé que nous avons à considérer pour tester notre schéma de causalité indirect de NFOA vers les crédits est $h = 4 (= 1 \times 3 + 1)$: nous avons une variable auxiliaire dans le VAR (M2), le nombre de retard du VAR stationnaire est 3 et un test de causalité direct correspond à $h = 1$.

Le graphique 1-7-b représente les tests récursifs de causalité indirecte de l'indicateur NFOA vers les crédits pour des horizons $h = 2, 3$ et 4. Ces tests nous permettent de conclure au seuil de 10% que l'indicateur NFOA n'a pas indirectement causé au sens de Granger les crédits pour les différents horizons considérés. La probabilité associée au test de causalité indirect à l'horizon 3 est inférieure à 10% au début de la procédure récursive mais ce résultat n'est plus robuste après janvier 2004.

Les différents tests de causalité réalisés mettent ainsi en évidence que les opérations d'*open market* combinées à des mesures administratives sur le comportement d'offre de crédit des banques ont permis à la PBC de gérer les effets directs et indirects (via le relâchement monétaire) de l'accumulation de réserves de change sur les crédits.

1.3.4 Limites et coûts des opérations de stérilisation

La politique de stérilisation menée par la PBC peut générer un certain nombre de coûts aussi bien pour la banque centrale que pour le secteur bancaire (Roubini et Setser, 2005a-b ; Goldstein et Lardy, 2005).

La PBC a eu largement recours aux banques d'Etat pour réaliser ses opérations d'*open market*. Les titres de stérilisation proposent une rémunération supérieure à celle des réserves excédentaires mais leur rémunération reste proche de celle des dépôts. La politique de stérilisation contraint donc la capacité des banques d'Etat à améliorer leur rentabilité. Par ailleurs, toutes les banques ne détiennent pas d'importantes réserves de liquidités (pouvant résulter des contraintes quantitatives sur les crédits). Les

augmentations successives du ratio de réserves obligatoires ont donc conduit certaines banques à devoir se refinancer sur le marché interbancaire. En 2006, la rémunération des réserves obligatoires était de 1,89% alors que le taux de refinancement sur le marché monétaire était en moyenne légèrement supérieur à 3%. Le respect de la contrainte sur les réserves obligatoires a donc pu être associé à un coût supérieur à 100 points de base. Par conséquent, la politique de stérilisation menée par la PBC entretient globalement la faiblesse du système bancaire²⁸.

L'accumulation de réserves de change ne pose pas un problème de rentabilité à court terme à la PBC. Les coûts résultant de l'émission de titres de stérilisation sont compensés par le rendement obtenu sur les réserves de change qui sont principalement détenues sous forme de bons du Trésor américain. La PBC est cependant exposée à un risque de change. Roubini et Setser (2005a) évaluent qu'une appréciation de 33% du RMB en 2004 aurait conduit à une perte de 150 milliards de dollars pour la PBC, ce qui représentait une perte équivalente à 10% du PIB de la Chine. Afin de limiter ce risque de change, la PBC diversifie dans une certaine proportion ses réserves de change (en faveur de l'euro, du yen et de l'or).

Il est également intéressant de noter les effets cumulatifs associés aux mesures de stérilisation et plus particulièrement aux opérations d'*open market*. Les mesures de stérilisation peuvent entretenir les afflux de capitaux car elles limitent les expansions monétaires et préservent donc les taux d'intérêt domestiques élevés. Le montant de titres de stérilisation à émettre est donc croissant à mesure que les réserves de change continuent à s'accumuler et à mesure que les titres de stérilisation préalablement émis arrivent à échéance et doivent être reconduits. Le ratio de réserves obligatoires permet à la banque centrale d'alléger les opérations d'*open market* à réaliser mais le recours

²⁸Il convient cependant de noter qu'une croissance non contrôlée des crédits pourrait conduire à une nouvelle vague de prêts non performants et ainsi aller également à l'encontre des objectifs de rentabilité du système bancaire.

à cet instrument de stérilisation présente des limites, le taux de réserves obligatoires étant déjà relativement élevé en Chine (9,5% en janvier 2007)²⁹.

Les coûts associés à l'accumulation par la PBC d'actifs étrangers nets peuvent justifier le choix de la Chine d'accroître la flexibilité de son système de change en juillet 2005. Cette décision, si elle annonce une modification progressive du système de change vers plus de flexibilité, est la plus adaptée pour ne pas exacerber les fragilités du système financier chinois. La PBC serait ainsi dans une meilleure position pour ajuster les conditions monétaires en fonction des besoins domestiques (Eichengreen, 2004 ; Prasad et al., 2005 ; Obstfeld, 2006). Cependant, la modification progressive du système de change représente plus une stratégie de long terme et ne résout pas les difficultés posées par les forts excédents de la balance courante en 2005 et 2006 qui succèdent aux forts afflux de capitaux spéculatifs de 2003 et 2004.

Sur les prochaines années, il est fortement probable que les excédents de la balance courante et que les afflux net d'IDE perdurent, les flux de capitaux spéculatifs étant quant à eux plus difficiles à prévoir. Les autorités chinoises se sont donc dotées d'un nouvel instrument pour gérer les accumulations de réserves de change. En 2007, les autorités chinoises ont annoncé la création de la *State Foreign Exchange Investment Company* (SFEIC) sur le modèle de la Temasek singapourienne. La SFEIC devrait être en charge de 210 milliards de dollars soit 20% du stock de réserves. Elle devrait également émettre des titres en RMB afin de lever des fonds en Chine et ainsi acheter des devises à la *State Administration of Foreign Exchange* (SAFE) pour investir à l'étranger. Cette stratégie permettrait une meilleure gestion des réserves de change en les investissant dans des actifs autres que des bons du Trésor américain. Cette stratégie permettra également de réduire les opérations de stérilisation qu'aura à entreprendre la PBC.

²⁹Pour comparaison, le taux de réserves obligatoires est proche de 1% aux Etats-Unis et dans la zone euro et proche de 3,5% au Japon et en Corée du Sud.

Conclusion

Dans ce chapitre, nous nous sommes intéressés, en nous focalisant sur la situation de l'économie de la Chine, à l'accumulation de réserves de change et à ses implications pour la stabilité monétaire. Sur la période 2003-2004, l'accumulation de réserves de change par la PBC résulte en grande partie d'entrées de capitaux spéculatifs illustrant ainsi l'érosion des contrôles des capitaux en Chine. A partir de 2005, les excédents de la balance courante apparaissent être le principal moteur de l'accumulation de réserves de change.

La logique actuelle de libéralisation graduelle du système bancaire amène la PBC à devoir renoncer progressivement à des instruments de régulation directe des agrégats de crédit. Cependant, le secteur bancaire chinois est encore fragile et la réglementation prudentielle actuelle apparaît insuffisante pour garantir des développements soutenables de l'activité de crédit des banques. Ainsi, face aux fortes pressions exercées par l'accumulation de réserves de change sur la base monétaire, la PBC a mis en oeuvre une large palette de mesures de stérilisation pour éviter une progression incontrôlable des crédits. Au-delà des opérations d'*open market* et des modifications du taux de réserves obligatoires généralement utilisées pour stériliser une accumulation de réserves de change, la PBC a également eu recours à des mesures administratives pour limiter la progression des crédits des banques.

Les différentes approches empiriques adoptées dans ce chapitre nous permettent de conclure que la banque centrale est parvenue à gérer les conséquences liées à l'accumulation de réserves de change. Les estimations réalisées dans le cadre du VECM indiquent que la PBC est parvenue à ajuster à la baisse les crédits à mesure qu'elle accumulait des réserves de change. Les estimations montrent cependant que les ajustements des crédits ne compensent pas intégralement les accumulations de réserves. Par ailleurs, les tests de causalité directe et indirecte appliqués dans différentes spécifications de modèles VAR indiquent que la combinaison des différentes mesures de stérilisation ont été

efficaces pour enrayer la progression des crédits mais ont été insuffisantes pour prévenir l'apparition d'excès temporaires de liquidités.

Les importantes mesures de stérilisation mises en œuvre par la PBC s'avèrent coûteuses et contraignantes pour le secteur bancaire, ce qui va à l'encontre de la volonté des autorités chinoises de le libéraliser et de le renforcer. En juillet 2005, les autorités chinoises ont entrepris un premier mouvement vers davantage de flexibilité dans le système de change. Cette évolution est la plus adaptée pour modérer les pressions pouvant s'exercer sur les conditions monétaires domestiques. Cependant, compte tenu du gradualisme avec lequel les autorités chinoises entreprennent leurs réformes, la PBC sera vraisemblablement amenée à continuer d'accumuler d'importantes réserves de change durant les prochaines années. La diversification des méthodes de stérilisation, comme avec la création en 2007 de la SFEIC par exemple, apparaît donc nécessaire pour éviter que la politique de stérilisation de la PBC ne pèse excessivement sur le secteur bancaire.

Annexe du Chapitre 1

A Bilans de la banque centrale et du secteur bancaire

Cette annexe présente les bilans de la banque centrale et du secteur bancaire associés au modèle présenté dans la section 1.1.3.

Le bilan de la banque centrale est donné par :

| Banque centrale | |
|-----------------|------|
| IR | F |
| T^{bc} | RO |
| | TS |

Avec IR les réserves de change, T^{bc} les titres d'Etat détenus par la banque centrale, F la monnaie fiduciaire, RO les réserves obligatoires, TS les titres de stérilisation émis par la banque centrale. La base monétaire est donc définie par :

$$MB = F + RO = IR + T^{bc} - TS.$$

Le bilan du secteur bancaire est donné par :

| Secteur bancaire | |
|------------------|-----|
| C | D |
| RO | |
| T^{sb} | |
| TS | |

Avec C les crédits, T^{sb} les titres d'Etat détenus par le secteur bancaire et D les dépôts.

Le bilan consolidé pour la banque centrale et le secteur bancaire est donné par :

| Bilan consolidé | |
|-----------------|-----|
| IR | F |
| C | D |
| T^{sb} | |
| T^{bc} | |

Les effets représentatifs de crédit (ERC) sont ainsi définis par :

$$ERC = C + T^{sb} + T^{bc}.$$

B Sources et représentation graphique des données

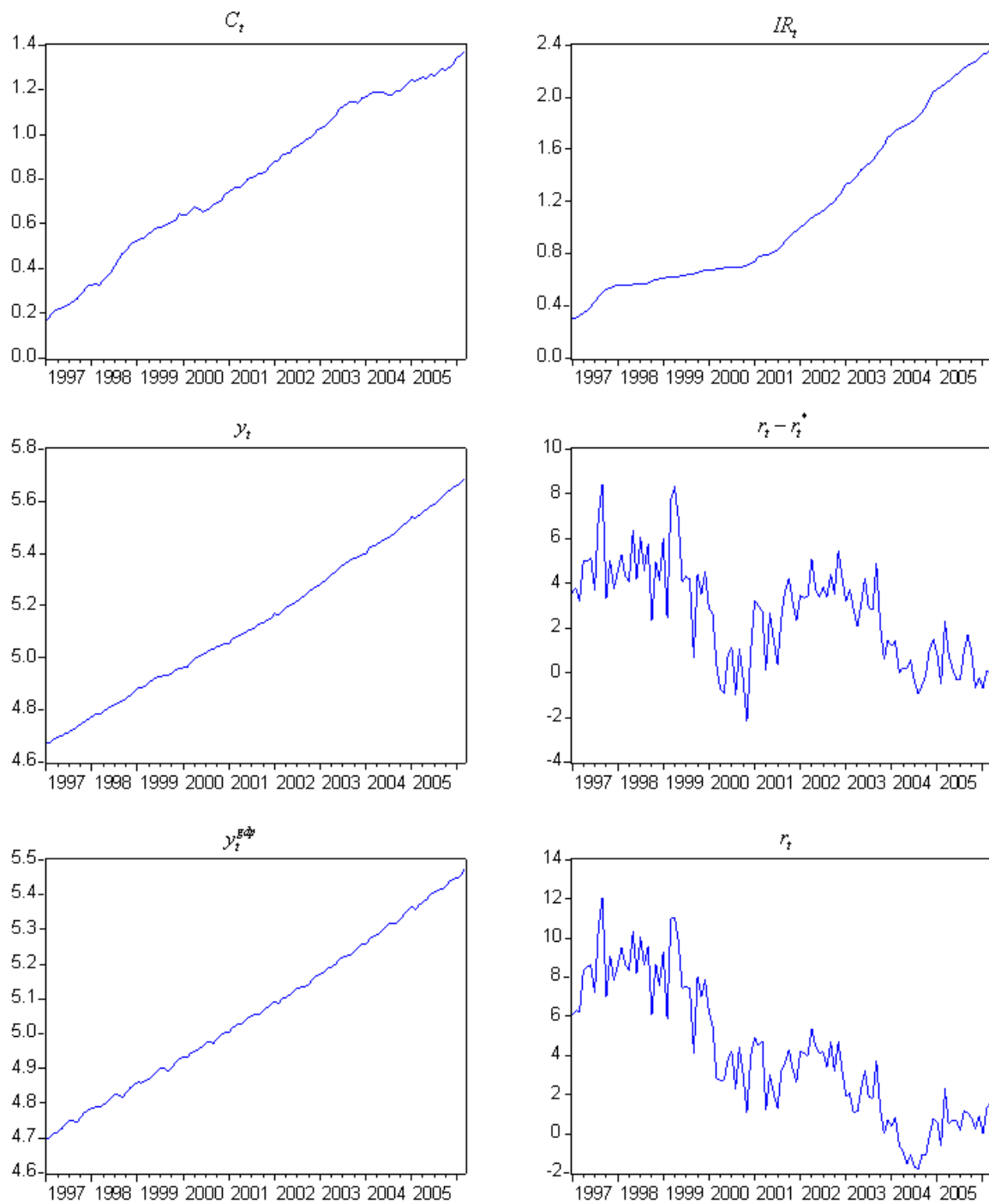
Les données utilisées dans nos estimations proviennent de trois sources : la base de donnée de l'*Asia Regional Information Center* (ARIC), la base de donnée EcoWin et la base des statistiques financières internationales (IFS) du FMI.

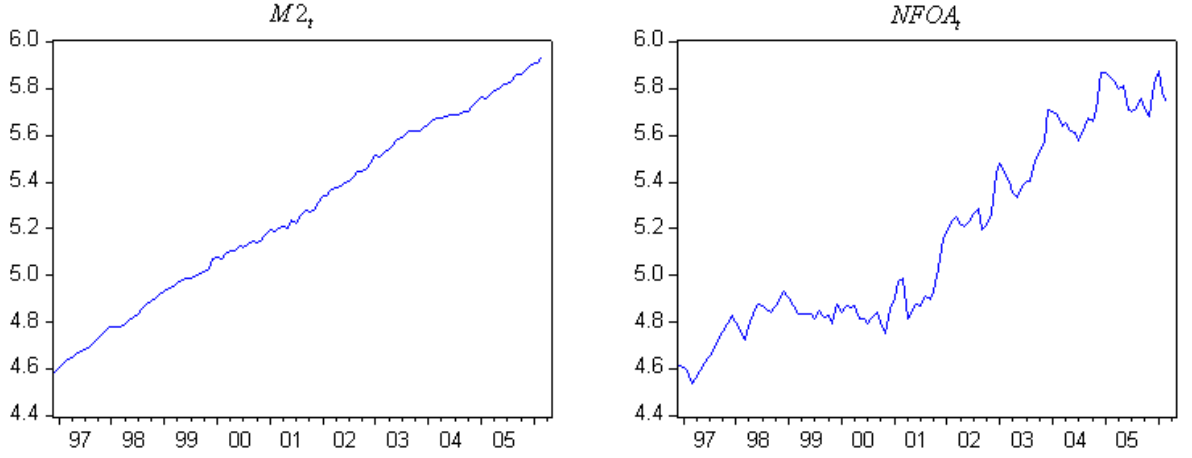
Pour les données sur la Chine, les réserves de change (réserves totales moins or), l'indice des prix à la consommation (CPI), l'indice de production industrielle (IPI), le taux d'intérêt réel interbancaire chinois à trois mois sont obtenus dans la base de l'ARIC. Les données sur l'agrégat de crédit, l'agrégat monétaire (monnaie plus quasi-monnaie), les actifs nets étrangers et les autres actifs nets du bilan de la PBC sont obtenues dans la base IFS. Avant 1999, ces données doivent être interpolées à partir de données trimestrielles. Les données sur le produit intérieur brut (PIB) sont obtenues à partir de la base EcoWin.

Pour les Etats-Unis, le taux d'intérêt Libor à trois mois est obtenu dans la base EcoWin et l'indice des prix à la consommation est obtenu dans la base IFS.

Pour les estimations, nous utilisons la transformation logarithmique de l'indice des variables (base 100 en janvier 1997) sauf pour les taux d'intérêt. De plus, nous apportons des corrections sur l'agrégat de crédit et sur les réserves de change. Premièrement, les 45 milliards de dollars de réserves de change utilisés pour recapitaliser deux banques commerciales d'Etat en décembre 2003 sont rajoutés aux réserves de change afin d'avoir une bonne évaluation de l'accumulation de réserves de change. Deuxièmement, la série sur l'agrégat de crédit affiche une rupture en janvier 2002 correspondant à un taux de croissance mensuel de 13% alors que ce taux de croissance était de l'ordre de 1% sur les mois précédents. Nous considérons donc un taux de croissance de 1% en janvier 2002. Ces deux corrections permettent d'obtenir la normalité des résidus sans avoir à introduire plusieurs variables indicatrices.

FIG. 1-8: Représentation graphique des variables utilisées dans les estimations





C Méthode d'estimation

Un modèle vectoriel autorégressif d'ordre p (VAR(p)) contenant k variables peut s'écrire :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad (\text{C.1})$$

avec

$$\begin{aligned} y_t &= (y_{1t}, \dots, y_{kt})', \\ u_t &= (u_{1t}, \dots, u_{kt})', \end{aligned}$$

où les A_i sont des matrices de coefficients de dimension $(k \times k)$ et $u_t \sim iid(0, \Omega)$ regroupe les termes d'erreurs.

Un modèle VAR(p) peut se réécrire sous la forme d'un modèle vectoriel à correction d'erreur d'ordre $p-1$ (VECM($p-1$)). En soustrayant y_{t-1} des deux cotés de l'équation (C.1) et en réarrangeant les différents termes, nous obtenons :

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t, \quad (\text{C.2})$$

avec $\Pi = -(I_k - A_1 - \dots - A_p)$ et $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$ pour $i = 1, \dots, p-1$.

Si les variables considérées sont non stationnaires d'ordre 1, alors leurs différences premières dans l'équation (C.2) sont stationnaires. De plus, si les variables considérées ont une tendance stochastique commune, alors il existe des combinaisons linéaires entre ces variables qui assurent la stationarité de Πy_{t-1} . L'existence de ces combinaisons linéaires conduit à ce que les variables considérées soient cointégrées.

Si la matrice Π est de rang r , alors cette matrice peut être réécrite sous la forme $\Pi = \alpha \beta'$ avec α et β , deux matrices de dimension $(k \times r)$. La matrice β contient les vecteurs de cointégration et la matrice α contient les vitesses d'ajustement correspondant aux

poids attachés aux relations de cointégration dans des différentes équations du VECM. Par ailleurs, les matrices α et β ne sont pas uniques. Pour identifier les relations de cointégration de façon unique, il est donc nécessaire de poser des restrictions sur la matrice β .

Pour estimer les différentes matrices du VECM, l'approche de Johansen consiste à recourir à la méthode du maximum de vraisemblance. Sous l'hypothèse de normalité des résidus u_t , la fonction de log-vraisemblance s'écrit :

$$\log L(\alpha, \beta, \Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}, \Omega) = -\frac{Tk}{2} \log(2\pi) - \frac{T}{2} \log(\det(\Omega)) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T u_t' \Omega^{-1} u_t.$$

Pour estimer les coefficients présentés dans l'équation (C.2), il est commode d'écrire le VECM sous la forme :

$$\Delta Y = \Pi Z + \Gamma X + U, \quad (\text{C.3})$$

avec $\Delta Y = [\Delta y_1, \dots, \Delta y_T]$, $Z = [y_0, \dots, y_{T-1}]$, $U = [u_1, \dots, u_T]$, $\Gamma = [\Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}]$ et $X = [X_0, \dots, X_{T-1}]$ avec :

$$X_{t-1} = \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p+1} \end{bmatrix}.$$

Pour une matrice Π donnée, l'estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO) de Γ est donné par :

$$\hat{\Gamma} = (\Delta Y - \Pi Z) X' (X X')^{-1}.$$

En remplaçant Γ par $\hat{\Gamma}$, l'équation (C.3) peut se réécrire :

$$\Delta Y M = \Pi Z M + U, \quad (\text{C.4})$$

avec $M = I - X' (X X')^{-1} X$.

Nous définissons des statistiques suivantes :

$$S_{yy} = \frac{1}{T} \Delta Y M \Delta Y'; \quad S_{zz} = \frac{1}{T} Z M Z'; \quad S_{zy} = \frac{1}{T} \Delta Y M Z',$$

correspondant à des matrices de variance covariance.

En supposant β donné, les estimateurs des moindres carrés de α et Ω obtenus à partir de l'équation (C.4) sont donnés par :

$$\begin{aligned} \hat{\alpha}(\beta) &= S_{yz} \beta [\beta' S_{zz} \beta]^{-1} \\ \hat{\Omega}(\beta) &= S_{yy} - S_{yz} \beta [\beta' S_{zz} \beta]^{-1} \beta' S_{zy} \end{aligned}$$

Nous pouvons ainsi en déduire une fonction de vraisemblance concentrée L_c dont le log est donné par :

$$\log L_c(\beta) = -\frac{T}{2} \log(\det(\hat{\Omega}(\beta))) + cst,$$

où cst est un terme constant. La maximisation de la vraisemblance équivaut donc à minimiser en β l'expression $\det(\hat{\Omega}(\beta))$.

Pour parvenir à l'estimateur de maximum de vraisemblance de β , la relation suivante est utilisée³⁰ :

$$|\beta' S_{zz} \beta| \cdot \underbrace{|S_{yy} - S_{yz} \beta [\beta' S_{zz} \beta]^{-1} \beta' S_{zy}|}_{|\hat{\Omega}(\beta)|} = |S_{yy}| \cdot |\beta' S_{zz} \beta - \beta' S_{zy} S_{yy}^{-1} S_{yz} \beta|,$$

ce qui nous permet de déduire l'expression de $\det(\hat{\Omega}(\beta))$ suivante :

$$\begin{aligned} |\hat{\Omega}(\beta)| &= \frac{|S_{yy}| \cdot |\beta' S_{zz} \beta - \beta' S_{zy} S_{yy}^{-1} S_{yz} \beta|}{|\beta' S_{zz} \beta|} \\ &= |S_{yy}| \cdot \frac{|\beta' (S_{zz} - S_{zy} S_{yy}^{-1} S_{yz}) \beta|}{|\beta' S_{zz} \beta|} \end{aligned}$$

La minimisation en β de l'expression $\det(\hat{\Omega}(\beta))$ se résout en calculant les k valeurs propres associées à la formulation suivante³¹ :

$$\det(\lambda S_{zz} - S_{zy} S_{yy}^{-1} S_{yz}) = 0. \quad (C.5)$$

Les k valeurs propres sont classés par ordre croissant $\lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_k$ et les k vecteurs propres qui leur sont associés satisfont la condition :

$$\lambda_i S_{zz} b_i = S_{zy} S_{yy}^{-1} S_{yz} b_i.$$

La matrice regroupant les k vecteurs propres est notée $V = [b_1, \dots, b_k]$. L'estimation des r relations de cointégrations caractérisant la matrice β est ainsi donnée par les vecteurs propres associés aux r plus grandes valeurs propres. Nous obtenons donc la matrice $\hat{\beta} = [b_1, \dots, b_r]$ dont les éléments peuvent être normalisés de telle sorte que $V' S_{zz} V = I_K$. Cette normalisation arbitraire permet de n'exclure aucun coefficient des

³⁰La propriété suivante est utilisée : pour des matrices carrées non singulières A , B et C alors nous avons : $\begin{vmatrix} A & B \\ B' & C \end{vmatrix} = |A| \cdot |C - B' A^{-1} B| = |C| \cdot |A - B' C^{-1} B|$. Dans notre cas, nous avons : $A = S_{yy}$, $B = \beta' S_{zz} \beta$ et $C = S_{yz} \beta$.

³¹La propriété suivante est utilisée : pour une fonction $f(x) = \frac{|X' M X|}{|X' N X|}$, le calcul des valeurs propres s'obtient en résolvant le problème suivant : $|\rho N - M| = 0$. Dans notre cas, nous avons $M = S_{zz} - S_{zy} S_{yy}^{-1} S_{yz}$, $N = S_{zz}$ et $X = \beta$. L'estimation de β est donc donnée en résolvant $|\rho S_{zz} - S_{zz} - S_{zy} S_{yy}^{-1} S_{yz}| = \underbrace{|(1 - \rho) S_{zz} - S_{zy} S_{yy}^{-1} S_{yz}|}_{\lambda} = 0$

différentes relations de cointégration et permet d'identifier des $b'_i Z$ indépendants. Une normalisation différente retenue dans un second temps pour interpréter économiquement les relations de cointégration obtenues peut se baser sur des a priori théoriques.

Par ailleurs, nous pouvons obtenir la valeur de la fonction de vraisemblance qui est donnée par :

$$[L_{\max}]^{-2/T} = |S_{yy}| \cdot \prod_{i=1}^r (1 - \lambda_i).$$

D Résultats complémentaires pour les estimations

TAB. 1.8: Conclusion des tests de stationnarité

| | ADF | | DF-GLS | | PP | | KPSS | |
|---------------|--------|------------|--------|------------|--------|------------|--------|------------|
| | Niveau | Différence | Niveau | Différence | Niveau | Différence | Niveau | Différence |
| IR_t | >10% | <1% | >10% | <1% | >10% | <1% | <1% | <10% |
| C_t | <1% | <1% | >10% | <1% | <1% | <1% | <5% | >10% |
| y_t | >10% | <1% | >10% | <1% | >10% | <1% | <1% | >10% |
| y_t^{gdp} | >10% | <1% | >10% | <1% | >10% | <1% | <1% | >10% |
| r_t | >10% | <1% | >10% | <1% | >10% | <1% | <1% | >10% |
| $r_t - r_t^*$ | >10% | <1% | >10% | <1% | <1% | <1% | <1% | >10% |
| $M2_t$ | >10% | <1% | >10% | <1% | >10% | <1% | <1% | >10% |
| $NFOA_t$ | >10% | <1% | >10% | <1% | >10% | <1% | <1% | >10% |

Note 1 : Ce tableau contient les probabilités associées à l'hypothèse nulle. L'hypothèse nulle pour les tests ADF, DF-GLS et PP correspond à la non stationnarité de la variable. L'hypothèse nulle pour le test KPSS correspond à la stationnarité de la variable.

Note 2 : Les tests ADF, DF-GLS et PP permettent donc de conclure qu'une variable est intégrée d'ordre 1 quand la probabilité associée au test sur la série en niveau est supérieure à 10% et quand la probabilité associée au test sur la série en différence première est inférieure à 1%. Le test KPSS permet de conclure qu'une série est intégrée d'ordre 1 quand la probabilité associée au test sur la série en niveau est inférieure à 1% et quand la probabilité associée au test sur la série en différence première est supérieure à 10%.

TAB. 1.9: Estimation du VECM avec une tendance linéaire

| | β_1 | β_2 |
|--|---------------------|---------------------|
| IR_t | -0,708 (0,327) | -0,591 (0,178) |
| r_t | 0,069 (0,032) | - |
| $(r_t - r_t^*)$ | - | 0,033 (0,007) |
| y_t | 3,749 (1,042) | 4,380 (1,752) |
| t | 0,006 (0,023) | 0,017 (0,012) |
| μ_1 | -17,391 | -19,513 |
| Test de la Trace [p-stat] | 60,359 [0,0954] | 55,854 [0,196] |
| α_c | -0,0228 (0,0086) | -0,0429 (0,0171) |
| Vitesse d'ajustement | 0,31 | 0,36 |
| Ajustement de 90% (mois) | 6,20 | 5,16 |
| Test $\beta_t = 0$: t -stat [p-stat] | 0,261 [0,796] | 1,380 [0,168] |
| Test Jarque-Bera [p-stat] | 5,135 [0,742] | 7,706 [0,462] |
| Exclusion du 3 ^{eme} retard [p-stat] | 7,576 [0,960] | 11,113 [0,802] |
| Test de White [p-stat] | 190,306 [0,285] | 182,419 [0,435] |

Note 1 : La spécification β_1 est donnée par : $C_t = \beta_{ir}IR_t + \beta_y y_t + \beta_r r_t + \beta_t t + \mu_1 + ec_t$

Note 2 : La vitesse d'ajustement est égale à 1 moins le coefficient d'autocorrélation au premier ordre du terme à correction d'erreur (ec_t). L'ajustement de 90% est égal à $\ln(0,10)/\ln(1-s)$ où s est la vitesse d'ajustement (Phylaktis and Kassimatis, 1994).

Note 3 : Les écarts-types sont entre parenthèses.

TAB. 1.10: Estimation du VECM avec 4 retards

| | β_3 | β_4 |
|--|-------------------------------------|-------------------------------------|
| IR_t | -0,918 (0,283) | -0,335 (0,093) |
| r_t | 0,138 (0,032) | - |
| $(r_t - r_t^*)$ | - | 0,048 (0,009) |
| y_t^{gdp} | 5,411 (1,042) | 2,727 (0,283) |
| μ_1 | -26,134 | -12,755 |
| Test de la Trace [p-stat] | 38,791 [0,344] | 36,452 [0,317] |
| α_c | -0,0101 (0,0055) | -0,0342 (0,0166) |
| Vitesse d'ajustement | 0,40 | 0,50 |
| Ajustement de 90% (mois) | 4,50 | 3,32 |
| Test Jarque-Bera [p-stat] | $\chi^2(8)$ 8,088 [0,422] | $\chi^2(8)$ 9,669 [0,289] |
| Exclusion du 4 ^{eme} retard [p-stat] | $\chi^2(16)$ 16,003 [0,452] | $\chi^2(16)$ 15,997 [0,453] |
| Test de White [p-stat] | $\chi^2(260)$ 284,107 [0,145] | $\chi^2(260)$ 282,110 [0,165] |

Note 1 : La spécification β_3 est donnée par : $C_t = \beta_{ir}IR_t + \beta_y y_t^{gdp} + \beta_r r_t + \mu_1 + ec_t$

Note 2 : La vitesse d'ajustement est égale à 1 moins le coefficient d'autocorrélation au premier ordre du terme à correction d'erreur (ec_t). L'ajustement de 90% est égal à $\ln(0,10)/\ln(1-s)$ où s est la vitesse d'ajustement (Phylaktis and Kassimatis, 1994).

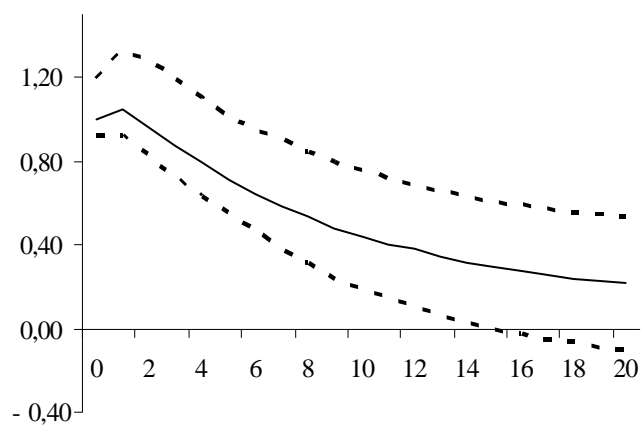
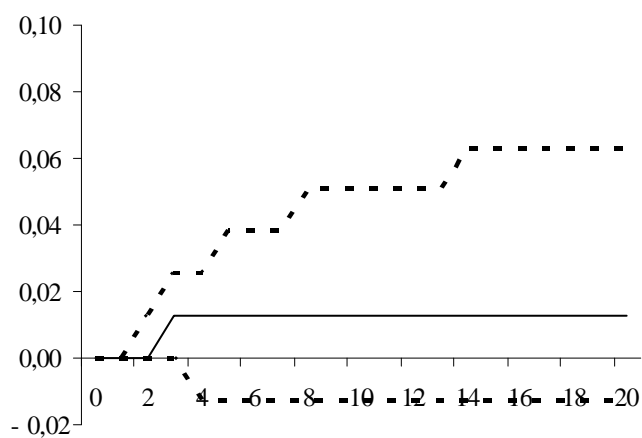
Note 3 : Les écarts-types sont entre parenthèses.

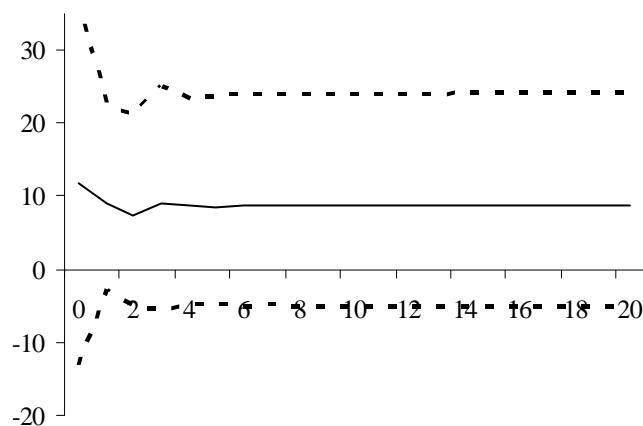
E Résultats complémentaires pour les fonctions de réponse et les tests de causalité

TAB. 1.11: Matrice des corrélations croisées des résidus de la spécification β_6

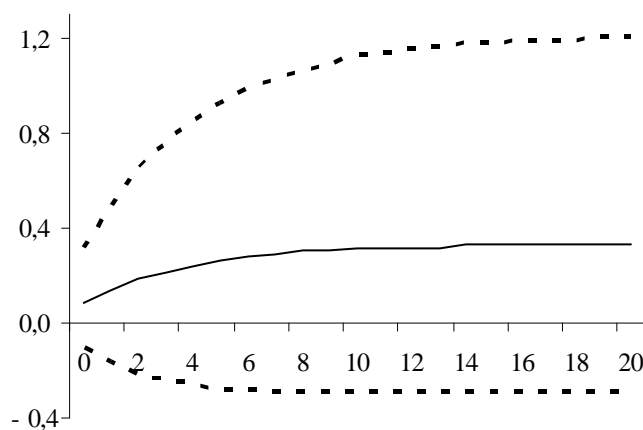
| | C_t | IR_t | y_t | $(r_t - r_t^*)$ |
|-----------------|-------|--------|-------|-----------------|
| C_t | 1 | | | |
| IR_t | 0,15 | 1 | | |
| y_t | 0,44 | 0,20 | 1 | |
| $(r_t - r_t^*)$ | 0,12 | 0,08 | 0,16 | 1 |

FIG. 1-9: Fonctions de réponse à un choc sur les crédits réels

a- Réponse de C_t à un choc sur C_t b- Réponse de y_t à un choc sur C_t



c- Réponse de $(r_t - r_t^*)$ à un choc sur C_t



d- Réponse de IR_t à un choc sur C_t

Note : Les fonctions de réponse représentées sont normalisées (la valeur du choc est égale à 1) et non cumulées. Les courbes en pointillés représentent les intervalles de confiance à 90%. Ces derniers sont obtenus avec une méthode de rééchantillonnage (bootstrap) comportant 1500 tirages. Ces fonctions de réponse et leurs intervalles de confiance sont obtenus avec JMulti 4.02 (Lütkepohl and Krätzig, 2004).

FIG. 1-10: Fonctions de réponse à un choc sur la production industrielle

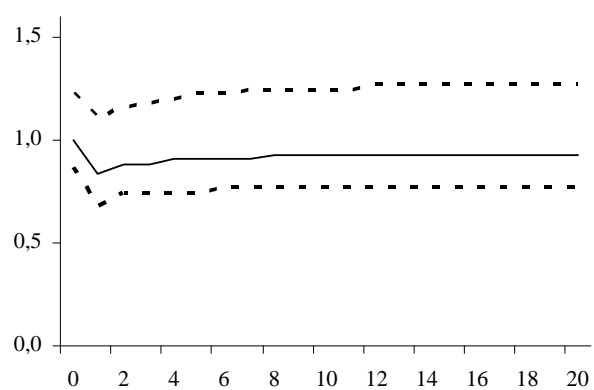
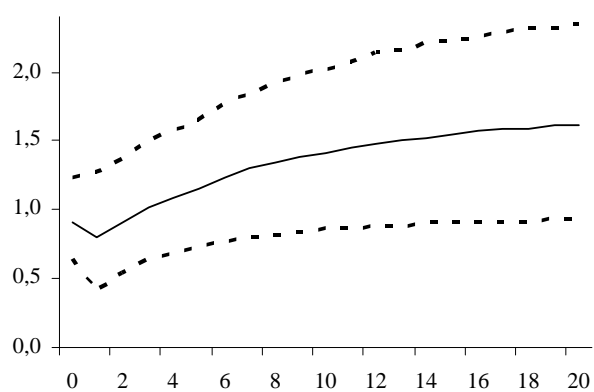
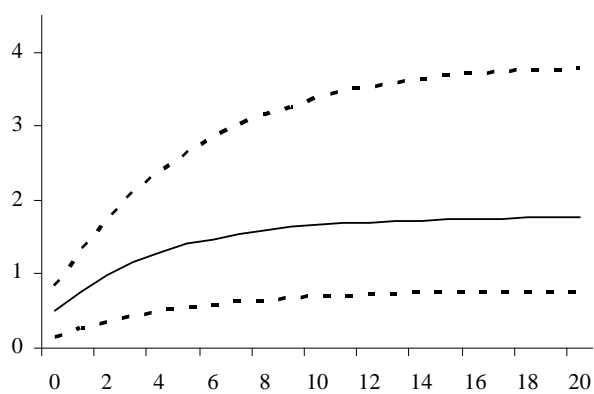
a- Réponse de y_t à un choc sur y_t b- Réponse de C_t à un choc sur y_t c- Réponse de IR_t à un choc sur y_t

FIG. 1-11: Fonctions de réponse à un choc sur le différentiel de taux d'intérêt

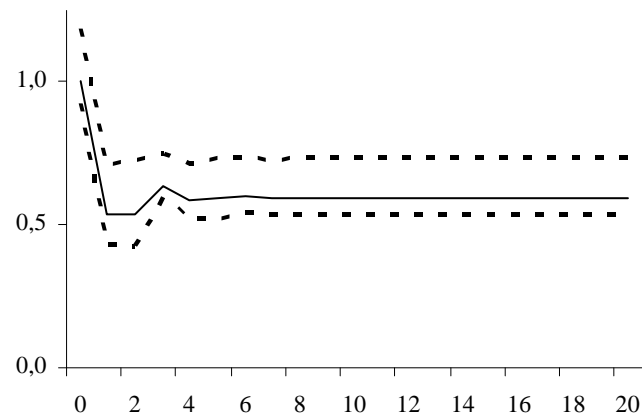
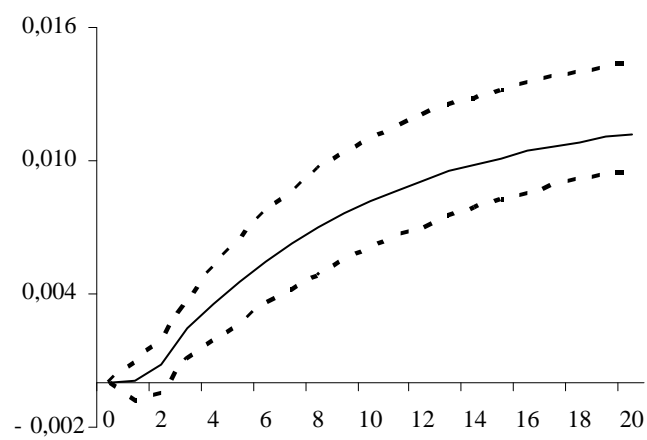
a- Réponse de $(r_t - r_t^*)$ à un choc sur $(r_t - r_t^*)$ b- Réponse de C_t à un choc sur $(r_t - r_t^*)$

FIG. 1-12: Test récursif de l'hypothèse de nullité de la somme des coefficients associés à la relation de causalité de NFOA vers M2

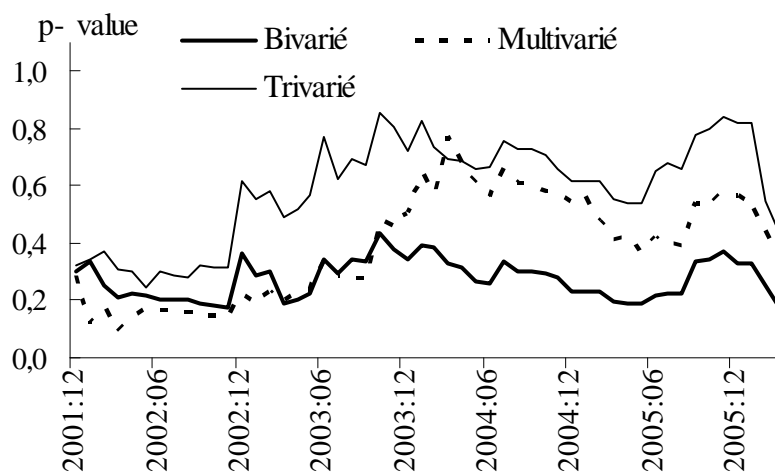
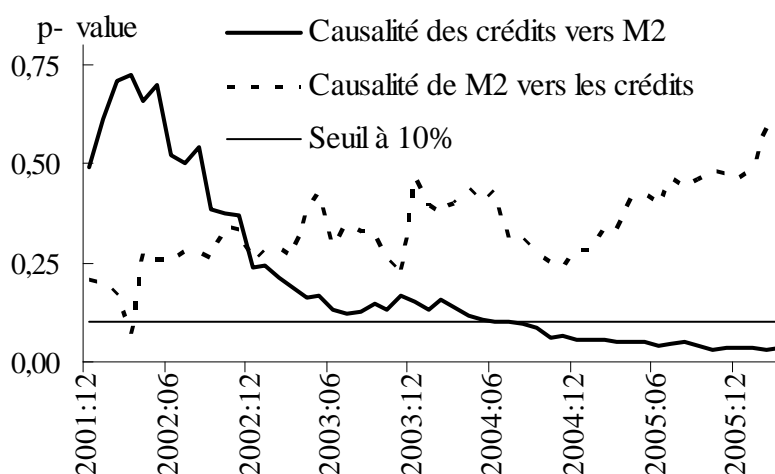


FIG. 1-13: Test récursif de l'hypothèse de nullité de la somme des coefficients associés aux relations de causalité entre les crédits et M2



Chapitre 2

Règles de provisionnement et fluctuations des crédits : une approche théorique

Introduction¹

Le conseil national de la comptabilité (CNC) définit une provision comme “la constatation comptable d’une diminution de valeur d’un élément d’actif (provision pour dépréciation) ou d’une augmentation du passif exigible à plus ou moins long terme (provision pour risques et charges), précise quant à sa nature mais incertaine quant à sa réalisation, que des événements survenus ou en cours rendent prévisible à la date d’établissement de la situation”. Les provisions pour pertes permettent donc aux banques d’ajuster, dans leur bilan, la valeur de leur portefeuille de crédits et ainsi de couvrir leurs pertes probables².

La réglementation sur les provisions pour pertes consiste donc à définir les “constatations comptables” conduisant à une modification de la valeur du portefeuille de crédits d’une banque. Actuellement, une approche rétrospective, également qualifiée de *ex post* ou *backward looking*, est privilégiée par les régulateurs bancaires. Dans ce type d’approche, les provisions constituées par les banques se basent principalement sur des événements “réels” précis, comme par exemple un défaut ou un retard dans le paiement des intérêts. Les pertes attendues doivent donc être avérées, ou autrement dit clairement identifiées, pour être provisionnées. Des pratiques comptables davantage prospectives, également qualifiées de *ex ante* ou *forward looking*, consistant à provisionner des pertes attendues non avérées, c’est-à-dire des pertes attendues sur des prêts performants, sont également envisageables. Par exemple, la Banque d’Espagne a mis en place depuis 2000 un système de provisionnement dynamique, également appelé système de provisionne-

¹Ce chapitre et le suivant sont le fruit de travaux réalisés en collaboration avec Laetitia Lepetit.

²Les termes perte potentielle, perte attendue, perte anticipée sont considérés comme équivalents au terme perte probable et correspondent à la perte moyenne qu’une banque subit lorsqu’elle accorde un crédit. Une perte attendue peut être avérée ou non avérée selon qu’elle est associée à un prêt non performant ou à un prêt performant. Une distinction entre perte attendue et perte non attendue doit également être faite. Lorsqu’une banque reconnaît une perte, c’est-à-dire quand un prêt donne lieu à une passation en charges pour être retiré du bilan de la banque, une proportion de cette perte reconnue a donné lieu sur les périodes précédentes à la constitution de provisions pour pertes et était donc attendue. La proportion d’une perte reconnue qui n’a pas donné lieu à la constitution de provisions pour pertes correspond à une perte non attendue.

ment statistique. Dans un tel système, les banques doivent prendre en compte leurs pertes attendues non encore avérées en utilisant des statistiques sur leurs historiques de défaillances pour calculer sur longue période leurs pertes attendues.

L'intérêt porté à la réglementation bancaire depuis les deux dernières décennies s'est principalement focalisé sur la réglementation des fonds propres. Le dispositif réglementaire sur les fonds propres a bénéficié de nombreux efforts, orchestrés par le Comité de Bâle, visant son amélioration et son harmonisation au niveau international. Une large littérature s'est ainsi attachée à montrer comment le comportement d'offre de crédit des banques s'est trouvé affecté par la mise en place de ce dispositif réglementaire.

La réglementation sur les provisions pour pertes n'a pas été au centre des réflexions menées par le Comité de Bâle. Ce dispositif réglementaire n'a donc pas donné lieu à une harmonisation internationale. La littérature portant sur les comportements de provisionnement des banques est également moins florissante que celle portant sur la réglementation sur les fonds propres. Un certain nombre d'études se sont intéressées à mettre en évidence les caractéristiques des systèmes de provisionnement. Le principal fait stylisé ressortant de ces analyses est une évolution contracyclique des provisions pour pertes dans le cadre d'un système de provisionnement *ex post*. La faiblesse des pertes attendues avérées pendant une phase de forte croissance, résultant de la bonne situation financière des clients des banques, explique ce fait stylisé.

Aucune analyse, à notre connaissance, n'a cherché à montrer comment le système de provisionnement pouvait affecter les fluctuations sur le marché du crédit. Dans ce chapitre, nous développons donc un modèle théorique en équilibre partiel représentant une firme bancaire représentative et permettant d'analyser la façon dont les pratiques de provisionnement de la banque influencent son comportement d'offre de crédit. Dans un système de provisionnement *ex post*, l'évolution des provisions pour pertes est contracyclique. Les coûts liés à l'activité de crédit sont donc variables avec le cycle économique. Pendant la face haute du cycle économique, un effet expansif sur le marché du crédit pourrait ainsi être généré par des pratiques de provisionnement *ex post*. L'objectif

de ce chapitre est également d'intégrer différentes règles de provisionnement dans le modèle afin de comparer leur impact sur les fluctuations du marché du crédit. Ces comparaisons sont illustrées à travers différents exercices de simulations.

L'Espagne s'est illustrée ces dernières années dans le domaine de la réglementation sur les provisions pour pertes en mettant en place un système de provisionnement dynamique basé sur une approche prospective du risque de crédit. Ce système assure une bonne couverture des pertes attendues (avérées et non avérées) et conduit à un lissage sur l'ensemble du cycle économique des provisions pour pertes constituées par les banques. Plusieurs articles ont mis en avant l'effet stabilisateur pour les profits et les fonds propres des banques d'un système de provisionnement dynamique. L'enjeu de ce chapitre est de montrer qu'un système de provisionnement permettant une bonne couverture des pertes attendues a également un effet stabilisateur sur le marché du crédit.

Ce chapitre est organisé de la façon suivante. Dans une première section, nous nous intéressons d'une part à la relation entre les fonds propres réglementaires des banques et leur comportement d'offre de crédit et, d'autre part, à l'évolution contracyclique des provisions pour pertes. Dans une deuxième section, nous développons un modèle théorique représentant une firme bancaire représentative et nous spécifions les différentes règles de provisionnement envisagées. Dans une troisième section, nous analysons le comportement de maximisation de la firme bancaire en fonction des différentes règles de provisionnement. Dans une quatrième section, nous réalisons des simulations du modèle afin d'illustrer les effets des différentes règles de provisionnement sur le marché du crédit. Enfin, dans une cinquième section, nous mettons en avant les implications du modèle pour la politique réglementaire.

2.1 Fonds propres, provisions et offre de crédit

L'annonce en 1988, par le Comité de Bâle, d'une harmonisation internationale de la réglementation sur les fonds propres a conduit au développement d'une littérature

importante s'intéressant à la relation entre les fonds propres réglementaires et le comportement d'offre de crédit des banques. Une attention particulière a été accordée à la façon dont cette réglementation pouvait modifier les effets d'un choc de politique monétaire sur le comportement d'offre de crédit des banques. Les efforts d'harmonisation internationale de la réglementation sur les fonds propres contrastent avec ce qui est observé au niveau de la réglementation sur les provisions pour pertes. La littérature portant sur les provisions pour pertes s'est attachée à évaluer l'évolution contracyclique des provisions pour pertes.

2.1.1 Réglementation internationale sur les fonds propres

Durant les deux dernières décennies, les évolutions de la réglementation prudentielle et de la supervision du secteur bancaire ont été principalement marquées par l'instauration d'une réglementation internationale sur les fonds propres³. Le Comité de Bâle, créé en 1974 par les gouverneurs des banques centrales du "groupe des Dix" (G10), sous l'égide de la Banque des Règlements Internationaux (BRI), a oeuvré pour une réglementation internationale sur l'adéquation des fonds propres. Cette volonté d'harmoniser au niveau international la réglementation sur les fonds propres répondait à l'inquiétude du Comité de Bâle concernant l'affaiblissement, à partir du début des années 80, du niveau des fonds propres détenus par les banques internationales. En 1988, l'accord de Bâle aboutit à la définition d'un ratio de fonds propres minimum, le ratio Cooke, devant entrer en vigueur le 31 décembre 1992 pour les banques des pays du G10 ayant une activité internationale. En Europe, dans le cadre du marché unique des services bancaires et financiers, la Commission européenne a élaboré un ratio européen de solvabilité reprenant les principales propositions du Comité de Bâle mais avec un champ d'application étendu à l'ensemble des établissements de crédit. Par ailleurs,

³La mise en place d'un minimum réglementaire sur les fonds propres est généralement associée au système d'assurance dépôts. Ce minimum réglementaire a pour objectif d'assurer la protection des déposants, la solvabilité des banques et du fond d'assurance dépôts. Une mise en perspective du développement de la réglementation sur les fonds propres, initialement aux Etats-Unis, puis de son harmonisation internationale, est proposée par Lacoue-Labarthe (2003).

de nombreux pays hors du G10 ont intégré le ratio Cooke dans leur réglementation prudentielle conférant un caractère plus universel à cette réglementation.

Initialement, le ratio Cooke se limitait à la couverture du risque de crédit et proposait une norme minimale de fonds propres fixée à 8% des actifs pondérés par leur risque. Le choix de cette norme se basait sur l'observation historique du risque de crédit. Le système de pondération des risques était basé sur la nature institutionnelle de la contrepartie et utilisait une échelle réduite de coefficients. Ainsi, aux deux extrémités du système de pondération, les crédits accordés aux Etats de l'OCDE étaient pondérés à 0% alors que les crédits accordés aux entreprises et aux particuliers étaient pondérés à 100%. Quelques amendements à l'accord de Bâle ont été ajoutés durant le début des années 1990. Nous pouvons noter par exemple que les provisions générales (ou réserves pour pertes générales) ont, dans une certaine proportion, été incluses dans les fonds propres à partir de 1991. Nous pouvons également noter que le risque de marché est incorporé dans le calcul du ratio Cooke en 1996. Les banques ont eu la possibilité de recourir, sous réserve du respect de critères quantitatifs et qualitatifs rigoureux, à leur modèle interne de valeur en risque afin d'évaluer leurs besoins en fonds propres pour la couverture de ce risque.

L'objectif initial recherché par le Comité de Bâle, consistant à renforcer la structure financière des banques, a été atteint. Entre 1989 et 1999, le ratio Cooke moyen des banques des pays du G10 a progressé de 9,3% à plus de 12% (Pujal, 2003), permettant ainsi une meilleure capacité d'absorption des pertes des systèmes bancaires des pays du G10. De plus, l'intérêt porté à cette norme minimale en fonds propres a rapidement dépassé la sphère des autorités de contrôle bancaire. Cette mesure du risque appliquée par les banques s'est également imposée comme une référence pour les investisseurs, les agences de notations et plus généralement les différents acteurs des marchés financiers, afin d'évaluer la solvabilité d'une banque.

Compte tenu des simplicités conceptuelles et pratiques à la base de la formulation du ratio Cooke, un certain nombre de limites associées à ce dispositif réglementaire

sont apparues. L'évaluation du risque de crédit basé sur la nature institutionnelle de la contrepartie et le nombre limité de pondérations utilisées se sont notamment avérés inadaptés pour rendre compte d'une part, de la perception économique des risques et d'autre part, de la spécificité de chaque banque en matière d'exposition et de gestion des risques. Un décalage entre la notion de fonds propres réglementaires et la notion de capital économique a donc pu être souligné, réduisant la pertinence du ratio Cooke en tant qu'indicateur de solvabilité d'une banque. En décembre 1997, le Comité de Bâle a donc proposé d'engager une réforme d'envergure de la réglementation sur les fonds propres afin de parvenir à une norme plus flexible et plus sensible aux risques.

Le nouveau dispositif réglementaire élaboré, fréquemment intitulé accord de Bâle 2, s'articule en trois piliers. Le premier pilier correspond aux exigences minimales en fonds propres et définit un nouveau ratio de solvabilité, le ratio Mc Donough. Deux innovations majeures sont intégrées au ratio Mc Donough. Premièrement, ce ratio prévoit de prendre en compte, en plus du risque de crédit et du risque de marché déjà présents dans le ratio Cooke, le risque opérationnel, correspondant au risque de pertes résultant de l'inadaptation ou de la défaillance des procédures, de personnes ou des systèmes internes, ou liées à des événements extérieurs⁴. Deuxièmement, le ratio Mc Donough prévoit une profonde refonte de l'évaluation des besoins en fonds propres pour la couverture du risque de crédit. Les banques devront choisir entre trois options de plus en plus sophistiquées pour évaluer leur risque de crédit : la méthode standard, la méthode notation interne fondation (*IRB fondation*) ou la méthode notation interne avancée (*IRB avancé*). La méthode standard est proche de la méthode appliquée dans le cadre du ratio Cooke mais intègre un niveau plus élevé de sensibilité au risque. Les méthodes *IRB fondation* et *IRB avancé* permettent aux banques de calculer, avec leur modèle

⁴L'évaluation des besoins en fonds propres pour couvrir le risque opérationnel repose sur trois méthodes. La banque devra choisir entre : (i) la méthode indicateur de base dans laquelle les fonds propres exigés sont égaux à 15% du revenu brut annuel moyen sur les trois dernières années; (ii) la méthode standard dans laquelle les fonds propres exigés sont calculés pour huit lignes de métier différentes et le revenu brut de chaque ligne de métier est pondéré par un facteur déterminé par le Comité de Bâle; (iii) la méthode avancée dans laquelle les fonds propres exigés sont déterminés par un système interne de mesure du risque opérationnel.

de notation interne, certains paramètres essentiels pour l'évaluation de leurs exigences en fonds propres⁵. Le deuxième pilier correspond à un processus d'examen par les autorités de surveillance. Ce pilier donne ainsi la possibilité aux autorités de surveillance d'évaluer l'adéquation des fonds propres d'une banque à son profil de risque global et à sa stratégie. En cas d'évaluation défavorable, les autorités de surveillance exigeront que la banque détienne des fonds propres supplémentaires au titre de risques non couverts par le premier pilier. Le troisième pilier correspond à la discipline de marché. Les banques devront publier des informations quantitatives et qualitatives détaillées sur leurs fonds propres et sur leur exposition et leur gestion des risques.

2.1.2 Fonds propres réglementaires et offre de crédit

Bernanke et Lown (1991) s'intéressent au *credit crunch*, c'est-à-dire à la réticence des banques à accroître leur offre de crédit quelque soit le taux d'intérêt, pendant la phase de récession au début des années 1990 aux Etats-Unis. Ces auteurs mettent en avant une relation positive entre le taux de croissance de l'offre de crédit des banques et leur ratio de capitalisation. Ce résultat supporte l'hypothèse d'un *capital crunch* au début des années 1990 aux Etats-Unis, consistant à expliquer la contraction des crédits accordés par les banques par la faiblesse de leurs fonds propres. La présence de ce facteur d'offre pour expliquer les fluctuations des crédits représente un point important dans l'analyse des canaux de transmission de la politique monétaire. Ainsi, la présence d'une contrainte réglementaire sur les fonds propres peut conduire à une faible réaction du secteur bancaire suite à un choc de politique monétaire si l'offre de crédit des banques est contrainte par le niveau de leurs fonds propres. Bernanke et Lown (1991) relativisent néanmoins l'amplitude de ce *capital crunch* sur l'offre de crédit des banques et plus généralement sur l'activité économique. L'article de Bernanke et Lown (1991) a suscité de nombreuses recherches qui globalement aboutissent à des résultats contrastés.

⁵Voir notamment BCE (2005) pour des détails sur les différents paramètres calculés par les modèles de notation interne des banques dans le cadre des méthodes *IRB fondation* et *IRB avancé*.

Brinkmann et Horvitz (1995) s'intéressent également au comportement d'offre de crédit des banques aux Etats-Unis après l'annonce en 1988, par le Comité de Bâle, de la nouvelle réglementation sur les fonds propres. Certaines banques se sont ainsi retrouvées avec des fonds propres insuffisants relativement à la nouvelle norme définie par le ratio Cooke. Le ratio Cooke a également conduit à une réduction des fonds propres excédentaires détenus par certaines banques. Brinkmann et Horvitz (1995) montrent que la progression de l'offre de crédit de ces deux catégories de banques a été plus faible que la progression de l'offre de crédit des banques ayant un surplus de fonds propres plus important dans le cadre de la nouvelle réglementation. Peek et Rosengren (1995) s'attachent à montrer quant à eux que le *capital crunch* résulte principalement d'actions initiées par le régulateur bancaire, plutôt que d'actions spontanées prise par les banques faiblement capitalisées afin d'améliorer leur ratio de capitalisation. D'autres auteurs comme, par exemple, Hancock et Wilcox (1994, 1998), Peek et Rosengren (1994), Hancock et al. (1995) et Wagster (1999) avancent également des éléments en faveur d'un *capital crunch* au début des années 1990 aux Etats-Unis, résultant du renforcement des contraintes réglementaires et du ralentissement économique. Berger et Udell (1994) et Sharpe (1995) sont amenés quant à eux à relativiser l'importance du *crédit crunch* et du *capital crunch* et privilégient des facteurs du côté de la demande pour expliquer la contraction des crédits accordés par les banques. Les résultats mitigés obtenus peuvent s'expliquer par la diversité des échantillons utilisés ainsi que par le choix des variables de contrôles et les spécifications retenues pour les fonds propres.

Furfine (2001) remarque également que les articles précédemment cités manquent d'un modèle structurel décrivant le comportement de la banque. Furfine (2001) développe ainsi un modèle dynamique en équilibre partiel permettant d'analyser la façon dont les banques ajustent leur portefeuille de crédits. Le modèle permet en particulier de distinguer les ajustements de l'offre de crédit des banques provenant de modifications de la demande, des fonds propres et de la réglementation. L'estimation sur un panel de banques américaines et la simulation du modèle conduisent Furfine (2001) à conclure que les facteurs réglementaires ont joué un rôle dans le *credit crunch* du dé-

but des années 1990 aux Etats-Unis. Plus généralement, Furfine (2001) montre que les standards réglementaires, et la façon dont ils sont mis en place, ont un effet significatif sur l'allocation des portefeuilles de crédits des banques.

La mise en place, durant le début des années 1990, de la réglementation sur les fonds propres élaborée par le Comité de Bâle a également affecté le comportement d'offre de crédit des banques au Japon. Ces dernières avaient la possibilité de comptabiliser dans leur Tier 2 une certaine proportion des gains latents en capital réalisés sur les marchés boursiers. Ito et Sasaki (2002) montrent que la chute des cours boursiers au début des années 1990 a conduit les banques japonaises à réduire leurs portefeuilles de crédits et à émettre des dettes subordonnées de façon à respecter les contraintes réglementaires sur les fonds propres. D'autre part, Woo (2003) met en évidence un *capital crunch* au Japon en 1997. La politique plus stricte mise en oeuvre par le régulateur bancaire sur cette période a conduit à une inefficacité, pour relancer les crédits accordés par les banques, de la politique monétaire expansive mise en place par la banque centrale.

La relation entre la politique monétaire et la réglementation sur les fonds propres pendant une période de *capital crunch* a également donné lieu à différentes analyses théoriques. Bliss et Kaufman (2002) et Kopecky et VanHouse (2004) développent des modèles statiques en équilibre partiel basés sur le modèle standard de multiplicateur des dépôts. Les prédictions des effets d'une politique monétaire sur l'offre de crédit des banques dans le cadre du modèle standard de multiplicateur des dépôts se trouvent modifiés quand une réglementation sur les fonds propres est intégrée au modèle. Plus précisément, la réglementation sur les fonds propres s'apparente à une nouvelle contrainte pour la banque dans le cadre du modèle. Les effets de la politique monétaire sur l'offre de crédit de la banque, reliés au ratio de réserves obligatoires, sont remis en cause quand la contrainte réglementaire sur les fonds propres devient saturée. Tanaka (2002) développe une analyse similaire mais avec un modèle statique en équilibre général basé sur le modèle de Bernanke et Blinder (1988). Tanaka (2002) montre ainsi que le niveau de capitalisation des banques et le degré de saturation de la contrainte réglementaire

sur les fonds propres réduit l'élasticité au taux d'intérêt de l'offre de crédit, ce qui se traduit dans le modèle par une modification de la pente de la courbe IS. Ce résultat a pour conséquence de réduire l'efficacité de la politique monétaire pour relancer l'économie.

La réglementation sur les fonds propres n'a pas simplement pour effet de réduire les effets d'un choc de politique monétaire lorsque cette contrainte réglementaire est saturée. Les résultats obtenus notamment par Bliss et Kaufman (2002) et Kopecky et VanHouse (2004) sont associés au cadre statique du modèle utilisé, permettant de comparer des situations où la contrainte réglementaire est ou n'est pas saturée. La prise en compte des interactions des effets de la politique monétaire et de la contrainte réglementaire, à travers un modèle dynamique, montre que la réglementation sur les fonds propres peut également conduire à une amplification des chocs. Van den Heuvel (2002) développe un modèle dynamique en équilibre partiel dans lequel les banques font face à des imperfections sur le marché du capital. Les banques sont contraintes pour émettre de nouvelles actions. L'accumulation de nouveaux fonds propres passe donc par des profits non distribués. De plus, une politique monétaire restrictive conduit, dans le cadre du modèle, à une contraction de la marge d'intérêt perçue par les banques. Les profits, et donc les fonds propres que les banques peuvent accumuler, sont donc également amenés à diminuer. *In fine*, l'offre de crédit est affectée compte tenu de la contrainte réglementaire sur les fonds propres. Van den Heuvel (2002) nomme ce mécanisme le canal du capital bancaire (*bank capital channel*). L'amplification de l'effet du choc de politique monétaire sur l'offre de crédit de la banque peut potentiellement se transmettre à l'activité économique si des emprunteurs sont contraints dans leurs moyens de financement, conférant ainsi un effet procyclique à la réglementation sur les fonds propres. Le canal du capital bancaire est plus prononcé pour les banques faiblement capitalisées mais Van den Heuvel (2002) montre que ce mécanisme ne nécessite pas que la contrainte réglementaire soit saturée. Une banque faiblement capitalisée mais ne saturant pas son ratio de capitalisation peut être incitée à ne pas accorder

des nouveaux prêts sur la période courante afin de réduire son risque de saturer sa contrainte réglementaire sur les périodes suivantes.

Chami et Cosimano (2001) développent également un modèle dynamique en équilibre partiel afin d'analyser les effets de la politique monétaire. Ils considèrent des banques évoluant sur un marché en concurrence imparfaite et devant respecter une contrainte réglementaire sur leurs fonds propres. Dans le cadre du modèle, les banques sont amenées à choisir des fonds propres au dessus de la contrainte réglementaire, de façon à minimiser la possibilité que la contrainte réglementaire soit saturée sur les périodes suivantes. Une politique monétaire restrictive conduit à une réduction de la marge d'intérêt. Cette baisse de la rentabilité s'apparente pour les banques à une baisse de la valeur de leurs fonds propres, ce qui les conduit à réduire le montant des fonds propres détenus. Afin de ne pas accroître la probabilité de saturer la contrainte réglementaire sur les périodes suivantes, les banques décident de réduire le montant des prêts accordés. Chami et Cosimano (2001) identifient ainsi un accélérateur financier par le capital bancaire qui diffère de l'accélérateur financier traditionnel relié à l'effet de la politique monétaire sur la situation financière des emprunteurs. Zicchino (2006) reprend le modèle de Chami et Cosimano (2001) en introduisant deux modifications. Elle introduit d'une part, un risque de défaut qui dépend des conditions macroéconomiques, et d'autre part, une pondération des risques variable dans le temps. Une amélioration des conditions macroéconomiques conduira à une diminution du risque de défaut et donc à une diminution du coût marginal sur les crédits. Il en résulte une plus grande variabilité de l'offre de crédit dans le modèle de Zicchino (2006) que dans la version initiale de Chami et Cosimano (2001) : la réglementation sur les fonds propres ne conduit pas simplement à amplifier les chocs de politique monétaire mais également les chocs affectant les conditions macroéconomiques. D'autre part, des pondérations variables dans le temps dans le ratio de capitalisation conduisent à une évolution plus stable des fonds propres détenus par les banques. Une amélioration des conditions macroéconomiques conduit à une diminution des pondérations appliquées et donc à une amélioration des ratios de capitalisation. Ainsi, les banques n'ont pas besoin d'augmenter leurs fonds

propres pour accroître leur offre de crédit. Inversement, une détérioration des conditions macroéconomiques conduit à une augmentation des pondérations appliquées et donc à une augmentation des exigences en fonds propres. Les banques ne sont donc pas amenées à réduire leurs fonds propres suite à la réduction des crédits accordés. Les excédents en fonds propres apparaissent ainsi relativement importants lorsque la pondération des risques dans le ratio de capitalisation varie dans le temps afin d'éviter des situations de *capital crunch*.

2.1.3 Règlementation sur les provisions pour pertes

Les efforts d'harmonisation internationale et d'amélioration de la réglementation sur les fonds propres contrastent avec ce qui est observé au niveau de la réglementation sur les provisions pour pertes.

Comme nous l'avons vu dans l'introduction de ce chapitre, le CNC définit une provision comme "la constatation comptable d'une diminution de valeur d'un élément d'actif (provision pour dépréciation) ou d'une augmentation du passif exigible à plus ou moins long terme (provision pour risques et charges), précise quant à sa nature mais incertaine quant à sa réalisation, que des événements survenus ou en cours rendent prévisible à la date d'établissement de la situation". Ainsi, les provisions pour pertes permettent aux banques d'ajuster, dans leur bilan, la valeur de leur portefeuille de crédits suite au passage en revue de la qualité des crédits accordés. L'évaluation de la qualité du portefeuille de crédits consiste en une classification des crédits accordés en différentes catégories selon leur profil de risque. Les pratiques observées dans les principaux pays du G10 et les recommandations faites par le Comité de Bâle consistent en une classification des prêts en 5 catégories : *Standard*, *Specially mentioned*, *Substandard*, *Doubtful* et *Loss*⁶.

⁶La catégorie *Standard* regroupe les prêts "performants" avec des fondamentaux sains (principalement reliés à la situation financière de l'emprunteur). La catégorie *Specially mentioned* regroupe des prêts qui sont également "performants" mais pouvant afficher certaines faiblesses (par exemple liées à une incertitude sur la valeur des collatéraux). La catégorie *Substandard* regroupe les prêts avec un retard de paiement d'intérêt ou de remboursement du principal supérieur à 3 mois (ce délai peut varier d'un pays à l'autre). La catégorie *Doubtful* regroupe les prêts ayant un retard de paiement supérieur à 3 mois et dont le remboursement apparaît douteux et fortement improbable. Enfin, la catégorie *Loss*

La définition précise de ces classifications varie d'un pays à l'autre et a simplement pour finalité d'instaurer un cadre standardisé facilitant au régulateur la supervision du système bancaire. Ainsi, nous pouvons remarquer d'une part, que le régulateur bancaire au Royaume-Uni n'exige pas d'un point de vue réglementaire un nombre précis de catégories, ce qui illustre la diversité des pratiques réglementaires. D'autre part, nous pouvons également noter que les banques sont amenées à développer des systèmes de classification internes plus complexes que le système standard requis par le régulateur afin de parvenir à une évaluation plus précise de la qualité d'un portefeuille de crédits.

La notion de prêts non performants est généralement utilisée pour avoir une approche plus globale de la qualité d'un portefeuille de crédits. Les prêts non performants regroupent les prêts des catégories *Substandard*, *Doubtful* et *Loss*, c'est-à-dire les prêts qui ont en commun un retard de paiement d'intérêt ou de remboursement du principal supérieur à 3 mois. Ainsi, lorsque la classification du portefeuille de crédits montre que la proportion des prêts non performants augmente, la banque est amenée à constituer des provisions pour pertes afin d'ajuster la valeur des crédits détenus. Les pratiques comptables imposent aux banques de passer en revue la qualité de leurs crédits de façon annuelle dans le cadre de la publication de leur situation financière. Le régulateur bancaire peut cependant exiger un passage en revue plus fréquent de la qualité du portefeuille de crédits, comme par exemple en France, où cette évaluation est réalisée à une fréquence trimestrielle.

Les pratiques comptables font généralement une distinction entre provisions générales et provisions spécifiques (Cortavaria et al., 2000 ; World Bank, 2002). Les provisions spécifiques sont constituées contre une perte potentielle identifiée sur un prêt donné. Elles dépendent donc de règles comptables précises dans le cadre du système de classification des prêts. Le montant des provisions spécifiques à constituer découle du degré de détérioration de la qualité du prêt. Les pays possédant un système de clas-

regroupe les prêts pour lesquels seulement une partie très faible est considérée comme recouvrable. Pour plus de détails, voir Hawkins et Turner (1999), Cortavarria et al. (2000), Bloem et Gorter (2001) et World Bank (2002).

sification des prêts standardisé peuvent définir des exigences minimales en provisions pour chaque catégories de prêts⁷. Dans le cadre de l'Union européenne, les régulateurs bancaires ne définissent généralement pas de telles exigences minimales en provisions mais proposent simplement des principes généraux sur la façon de parvenir à un montant adéquat de provisions. Les provisions spécifiques sont qualifiées de provisions *ex post*. Ces provisions, associées à l'identification de prêts non performants, se réfèrent principalement à des facteurs objectifs et donc à un signalement *ex post* pour évaluer la qualité des prêts. Ces provisions spécifiques sont ajoutées aux réserves pour pertes spécifiques enregistrées négativement à l'actif de la banque.

Les provisions générales sont constituées quant à elles contre des pertes latentes dont la banque connaît l'existence mais que la banque ne peut encore imputer à tel ou tel prêt. Les provisions générales sont qualifiées de provisions *ex ante*. Elles sont ajoutées aux réserves pour pertes générales enregistrées au passif de la banque. Cependant, les provisions générales ne dépendent pas de règles comptables ou de méthodes statistiques précises. En conséquence, les provisions générales donnent l'opportunité aux managers de développer un certain nombre de comportements discrétionnaires. Les managers des banques ont ainsi la possibilité d'ajuster la valeur de leurs provisions pour pertes dans le cadre d'objectifs autres que la couverture des pertes attendues du portefeuille de crédits. Des restrictions réglementaires, comme par exemple un plafond réglementaire, peuvent être appliquées par le régulateur pour limiter les provision générales (Cavallo et Majnoni, 2001).

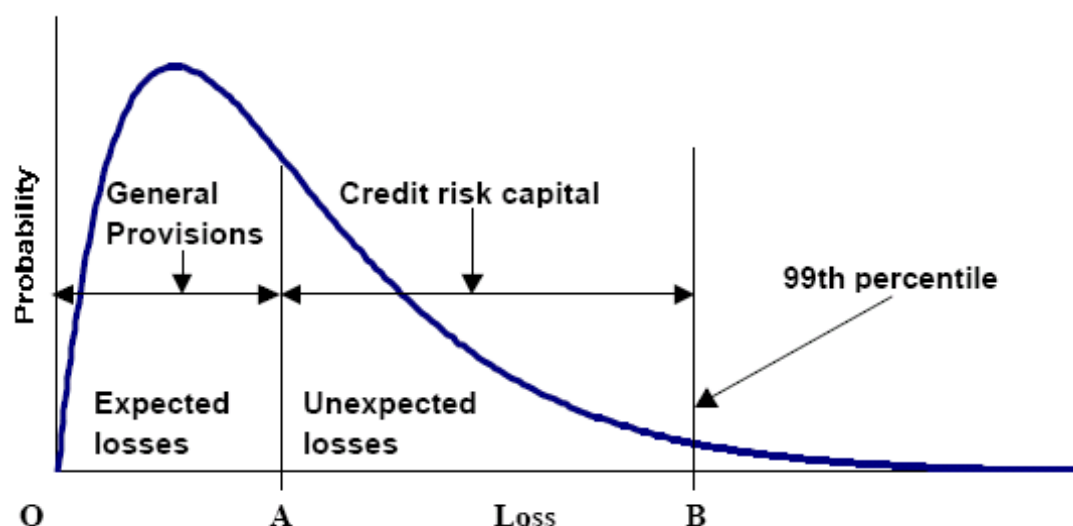
Les distinctions entre provisions spécifiques et provisions générales peuvent également se faire du point de vue de leur prise en compte dans le capital réglementaire et du point de vue de leur traitement fiscal. Depuis 1991, un amendement au ratio Cooke prévoit qu'une partie des réserves pour pertes générales puisse être comptabilisée comme capital réglementaire. Les réserves pour pertes générales peuvent être compta-

⁷Cette pratique est surtout observée dans des pays émergents ou dans des pays cherchant à faciliter l'application d'une réglementation bancaire. Par exemple, en République Tchèque, en Corée du Sud, en Russie ou en Afrique du Sud, les prêts classés comme *Substandard*, *Doubtful* et *Loss* doivent être provisionnés respectivement à hauteur de 20%, 50% et 100%.

bilisées dans le Tier 2 dans une limite de 1,25% de la valeur des actifs pondérés par leur risque. Les réserves pour pertes spécifiques ne peuvent quant à elle jamais être comptabilisées comme du capital réglementaire dans la mesure où elles reflètent des pertes potentielles déjà identifiées. Les régulateurs nationaux ont généralement intégré cet amendement mais nous pouvons noter quelques exceptions comme l'Italie ou les Pays Bas pour lesquels les réserves pour pertes générales ne peuvent pas être comptabilisées comme capital réglementaire. Le traitement fiscal des provisions pour pertes fait également une distinction entre provisions spécifiques et provisions générales. Le traitement fiscal des provisions pour pertes représente un élément incitatif important pour que la banque constitue un montant adéquat de provisions. Les provisions spécifiques sont déductibles du revenu imposable. Le traitement fiscal des provisions générales est plus hétérogène selon les pays. Certains pays comme l'Allemagne ou l'Italie acceptent qu'une certaine proportion des provisions générales soit déductible du revenu imposable alors que d'autres pays comme la France ou le Royaume-Uni considèrent les provisions générales comme non déductibles du revenu imposable.

L'articulation entre provisions spécifiques et provisions générales pourraient apparaître préjudiciable à la stabilité du système bancaire dans la mesure où les provisions pour pertes, comme les fonds propres, doivent permettre aux banques de faire face à leurs pertes de crédit. En effet, selon le modèle conceptuel en vigueur de couverture des pertes de crédit, les fonds propres doivent permettre aux banques de faire face à l'occurrence de leurs pertes non attendues alors que les provisions pour pertes doivent permettre de faire face aux pertes attendues. Le graphique 2-1, qui représente la fonction de densité des pertes de crédit, illustre la distinction entre pertes attendues et non attendues. Les pertes attendues correspondent aux pertes réalisées en moyenne et sont représentées par les pertes situées en dessous de la perte moyenne. Les pertes non attendues correspondent aux pertes élevées mais se réalisant avec une probabilité faible et se situent donc dans la queue de la distribution des pertes de crédit. Ainsi, lorsqu'une banque réalise une perte d'une valeur OB sur la figure 2-1, la couverture de la partie

FIG. 2-1: Fonction de densité des pertes de crédit



Source : Laeven et Majnoni (2003)

OA de cette perte devrait être assurée par des provisions pour pertes et la couverture de la partie AB de cette perte devrait être assurée par des fonds propres. L'efficacité des fonds propres pour assurer la couverture des pertes non attendues, c'est-à-dire la pertinence d'une norme de fonds propres réglementaires en tant qu'indicateur de solvabilité, nécessite donc une bonne couverture des pertes attendues par des provisions pour pertes.

Seules les provisions générales sont considérées pour faire face à l'occurrence des pertes attendues dans le mesure où les provisions générales sont requises pour l'ensemble du portefeuille de crédits alors que les provisions spécifiques sont requises pour des pertes potentielles déjà identifiées et donc associées à des prêts donnés. Cependant, les systèmes de provisionnement accordent une place relativement faible aux provisions générales. Ces dernières ne sont pas évaluées en fonction de règles comptables ou de méthodes statistiques précises. De plus, les provisions générales peuvent être limitées par des restrictions réglementaires et peuvent bénéficier d'un traitement fiscal peu incitatif. Les systèmes de provisionnement sont donc généralement qualifiés de système de provi-

sionnement *ex post* ou système *backward looking*, la couverture des pertes attendues se faisant principalement de façon *ex post*, c'est-à-dire une fois qu'un prêt non performant a été identifié. La principale caractéristique d'un système de provisionnement *ex post* est une évolution contracyclique des provisions pour pertes dans la mesure où la majorité des prêts non performants sont identifiés pendant la phase de ralentissement d'un cycle économique. Cette évolution contracyclique des provisions pour pertes équivaut, *ex post*, à une couverture inadéquate des pertes attendues par les provisions générales.

2.1.4 Evolution contracyclique des provisions pour pertes

L'évolution contracyclique des provisions pour pertes a notamment été documentée d'un point de vue macroéconomique par Bikker (2004). Ces auteurs utilisent un panel de 21 pays de l'OCDE sur la période 1979-1999 et montrent comment les provisions pour pertes réalisées par les secteurs bancaires de ces pays sont affectées par le cycle économique. Les estimations réalisées par Bikker (2004) montrent ainsi que les provisions pour pertes dépendent négativement du taux de croissance du PIB et positivement du taux de chômage. L'identification de pertes potentielles à travers l'identification de prêts non performants a tendance à s'accroître pendant une période de ralentissement économique, ce qui conduit les banques à sensiblement augmenter leurs provisions pour pertes. Cette évolution contracyclique des provisions pour pertes a un effet procyclique sur les profits des banques dans la mesure où les provisions pour pertes sont une charge pour les banques. Cependant, Bikker (2004) notent également que les provisions pour pertes dépendent positivement du revenu net d'intérêt. Les banques sont ainsi amenées à constituer des réserves quand elles réalisent de bons résultats. Ce comportement permet également à la banque de lisser ses profits dans le temps.

L'évolution des provisions pour pertes a été documentée d'un point de vue microéconomique par Cavallo et Majnoni (2001), Laeven et Majnoni (2003) et Bikker et Metzmakers (2005). Laeven et Majnoni (2003) et Bikker et Metzmakers (2005) aboutissent à des résultats similaires à ceux de Bikker (2004). Avec un panel de 1419

banques provenant de 45 pays sur la période 1988-1999, Laeven et Majnoni (2003) montrent que les provisions pour pertes dépendent négativement du taux de croissance du PIB et positivement des profits avant provisions réalisés par les banques. Les banques sont donc amenées à constituer davantage de provisions pour pertes quand elles enregistrent de bons résultats de façon à constituer des réserves et de façon à lisser leurs profits. Cependant, Laeven et Majnoni (2003) montrent également que la relation entre provisions pour pertes et profits avant provisions est asymétrique. Cette relation est positive quand les profits avant provisions sont positifs et négative avec un coefficient plus élevé en valeur absolue quand les profits avant provisions sont négatifs. Ainsi, les banques augmentent plus sensiblement leurs provisions lorsque leurs pertes potentielles se creusent que lorsque leurs profits s'améliorent. D'autre part, la relation négative entre les provisions et le taux de croissance du PIB indique que les banques constituent davantage de provisions pour pertes pendant les phases de ralentissement économique. De plus, Laeven et Majnoni (2003) trouvent que les provisions pour pertes sont négativement corrélées au taux de croissance des crédits. Ce résultat peut être contre-intuitif et indique que les banques peuvent développer des comportements imprudents pendant les phases de croissance rapide des crédits.

Bikker et Metzmakers (2005) utilisent un panel de banques provenant de 29 pays de l'OCDE sur la période 1991-2001. L'échantillon utilisé par ces auteurs contient 7947 observations mais le nombre de banques n'est pas spécifié. Bikker et Metzmakers (2005) trouvent que les provisions pour pertes dépendent négativement du taux de croissance du PIB et positivement des profits avant provisions. Contrairement à Laeven et Majnoni (2003), ils obtiennent une relation positive entre les provisions pour pertes et le taux de croissance des crédits.

Cavello et Majnoni (2001) s'attachent à différencier les comportements des banques des pays du G10 de ceux des banques des pays hors du G10. Avec un panel de 1205 banques provenant de 37 pays sur la période 1988-1999, ils montrent que les banques des pays du G10 accumulent des réserves quand elles enregistrent de bons résultats mais que ce comportement n'est pas observé pour les banques des pays hors du G10.

Ainsi, nous pouvons conclure avec les articles de Cavallo et Majnoni (2001), Laeven et Majnoni (2003), Bikker (2004) et Bikker et Metzmakers (2005) que les provisions pour pertes évoluent de façon contracyclique et qu'un comportement de lissage du revenu, identifié pour certaines banques quand elles enregistrent de bons résultats, peut venir légèrement mitiger cette évolution contracyclique.

Cette évolution contracyclique des provisions pour pertes résulte des systèmes de provisionnement *ex post* appliqués. L'évolution des provisions pour pertes est principalement marquée par l'évolution des provisions spécifiques. Elles dépendent donc de l'identification des prêts non performants et plus largement du cycle économique. Les systèmes de provisionnement *ex post* sont ainsi caractérisés par une évolution cyclique du ratio entre les provisions pour pertes et le total des crédits accordés. Des études au niveau de différents pays européens illustrent ce fait stylisé, comme par exemple Clerc et al. (2001) pour la France, Arpa et al. (2001) pour l'Autriche, Fernandez de Lis et al. (2001) pour l'Espagne, ou Hoggarth et Pain (2002) et Pain (2003) pour le Royaume-Uni⁸.

Les systèmes de provisionnement *ex post* peuvent être considérés comme imparfaits pour assurer une bonne couverture des pertes attendues au cours d'un cycle économique. En effet, une perte attendue, ou perte potentielle, apparaît dès qu'un prêt est accordé et pas seulement pendant la période de ralentissement économique quand un prêt non performant est identifié.

Keeton (1999) et Jiménez et Saurina (2006) montrent notamment qu'une augmentation du taux de croissance des crédits accordés pendant une période d'expansion économique conduit les banques à enregistrer davantage de pertes sur la période de ralentissement suivante. Les banques ont tendance à relâcher leurs standards dans leur politique d'octroi de crédits pendant une phase de croissance économique, ce qui se

⁸Voir également De Bandt et Oung (2004) qui représentent conjointement les évolutions du ratio provisions / prêts et celles du taux de croissance du PIB pour la France, l'Allemagne, l'Italie, les Etats-Unis, le Royaume-Uni et le Japon.

traduit par une croissance rapide des crédits accordés mais également par une augmentation des pertes sur la prochaine phase de ralentissement économique.

Ce comportement des banques est en accord avec les théories de myopie au désastre, de comportement moutonnier ou d'hypothèse de mémoire institutionnelle. Selon Guttentag et Herring (1984, 1986), le comportement des banques est caractérisé par une myopie au désastre représenté par une tendance dans le temps à sous-estimer la probabilité des événements se produisant à faible fréquence. Rajan (1994) affirme quant à lui que le management des banques est fortement influencé par des préoccupations de court terme ainsi que par la perception de la réputation de la banque. Les banques sont ainsi amenées à adopter des comportements similaires en matière d'offre de crédit. Par ailleurs, Berger et Udell (2004) avancent une hypothèse de mémoire institutionnelle afin d'expliquer la tendance des banques à relâcher leurs standards et à sous-estimer le risque de crédit. Cette hypothèse met l'accent sur l'oubli par les banques des effets du dernier ralentissement économique. Cet oubli est expliqué par le renouvellement des agents de crédit (*loan officer*) au sein des banques. La concurrence sur le marché du crédit peut également renforcer les effets de ces trois théories. Une politique de gestion des risques conservatrice implique des profits en dessous de la moyenne pendant la phase haute du cycle économique et conduit à une perte de part de marché pour la banque qui adopte cette stratégie. Les banques peuvent ainsi être incitées à ne pas mettre en place de politique conservatrice de gestion des risques.

Un système de provisionnement *ex post* crée donc un environnement propice pour que les banques se comportent d'après les différentes théories que nous venons de citer. Les pertes potentielles se trouvent insuffisamment provisionnées pendant la phase haute du cycle économique et les banques sont amenées à constituer leurs provisions pour pertes seulement pendant la phase de ralentissement économique. Cette évolution contracyclique des provisions pour pertes a une incidence directe sur l'évolution des profits réalisés par les banques. Les fonds propres des banques peuvent également être affectés. En effet, moins de profits sont disponibles pour accroître les fonds propres quand les provisions pour pertes augmentent. De plus, en situation de pertes,

les banques peuvent être amenées à utiliser leurs fonds propres pour couvrir leurs pertes attendues en plus de leurs pertes non attendues. Cette interaction des provisions pour pertes et des fonds propres est notamment soulignée par Cavallo et Majnoni (2001), Jordan et al. (2002), Laeven et Majnoni (2003) ou encore Bikker et Metzmakers (2005).

Afin de parvenir à une bonne reconnaissance des pertes attendues au cours d'un cycle économique, l'Espagne a mis en oeuvre à partir de 1999 une réforme importante de son système de provisionnement. La réforme consiste à définir un nouveau type de provisions pour pertes : les provisions statistiques. Les banques doivent constituer ces provisions statistiques en plus de leurs provisions spécifiques et générales. Ce système est présenté notamment par Poveda (2000) et Fernandez de Lis et al. (2001). Son application nécessite la création par chaque banque d'un fond de provisions statistiques (actualisé trimestriellement) ainsi que le calcul des pertes attendues sur l'ensemble du portefeuille de crédits au cours d'un cycle économique.

Deux approches sont proposées pour évaluer les pertes attendues sur l'ensemble du portefeuille de crédits. Les banques peuvent utiliser une approche standard élaborée par la banque centrale. Dans cette approche standard, le portefeuille de crédits est décomposé en six catégories de risques. Un coefficient est associé à chaque catégorie et permet ainsi d'obtenir une estimation des pertes attendues. La détermination des coefficients a été réalisée par la banque centrale à partir des historiques des données sur les pertes enregistrées par le secteur bancaire⁹. La banque centrale a également pris en compte l'amélioration anticipée des techniques de gestion des risques dans la mesure où le fond de provisions statistiques doit permettre d'anticiper le prochain cycle plutôt que refléter le cycle passé. De plus, le secteur bancaire a été consulté dans l'élaboration de cette approche afin d'intégrer des raffinements techniques et de faciliter son application et son acceptation. L'évaluation des pertes attendues peut également être réalisée par la banque avec un modèle interne. Pour cela, la banque doit posséder un historique de

⁹Ces historiques de données sur les pertes des banques permettent d'obtenir une représentation des pertes similaire à celle proposée par la figure 2-1 et d'en déduire une perte attendue ou perte potentielle par période.

données couvrant au moins un cycle économique et le modèle élaboré doit être accrédité par la banque centrale. La banque doit donc d'une part segmenter son portefeuille de prêts en groupes homogènes et d'autre part, déterminer des coefficients associés à chaque groupe afin d'obtenir une estimation des pertes attendues. Une banque peut élaborer un modèle interne seulement pour une partie homogène de son portefeuille et se référer au modèle standard pour le reste, mais la banque centrale vérifie que cette stratégie n'est pas un simple arbitrage permettant une économie de provisions pour pertes. Cette approche basée sur un modèle interne est donc de même nature que les approches *IRB* proposées dans le premier pilier de la réforme de l'accord de Bâle pour la couverture du risque de crédit.

L'ajustement du fond de provisions statistiques est déterminé par la règle suivante. Quand le montant de provisions spécifiques exigé par l'ancien système est inférieur à la perte attendue calculée par la banque, la différence est ajoutée au fond de provisions statistiques. Dans le cas inverse, et dans la mesure du possible, la différence est transférée du fond de provisions statistiques vers le compte de résultat (en tant que revenu). Durant les années de forte croissance économique, les provisions spécifiques sont généralement faibles. Le fond est donc amené à accumuler des provisions statistiques. Au contraire, durant les années de ralentissement économique, les provisions spécifiques augmentent sensiblement et sont supérieures aux pertes attendues. Les banques sont donc amenées à utiliser les provisions statistiques préalablement accumulées. Sur l'ensemble du cycle économique, l'évolution des provisions pour pertes est lissée, ce qui permet une meilleure reconnaissance des pertes attendues ainsi qu'un lissage des profits réalisés par les banques.

Les avantages associés à un système de provisionnement dynamique en matière de reconnaissance des pertes attendues, de stabilité des profits, de stabilité des fonds propres et plus généralement de stabilité du système bancaire sont discutés notamment par Borio et al. (2001), Fernandez de Lis et al. (2001), Clerc et al. (2001), Jaudoin (2001), Mann et Michael (2002), Levieuge (2004) et Jiménez et Saurina (2006). Nous

cherchons à compléter ces analyses en nous intéressant aux avantages en matière de stabilité du marché du crédit d'un système de provisionnement dynamique.

2.2 Modélisation de la firme bancaire

Nous développons un modèle en équilibre partiel dans lequel nous considérons une firme bancaire représentative. Nous supposons que cette firme bancaire opère sur un marché en concurrence monopolistique¹⁰ composé d'un continuum de banques différenciées indexées par $i \in [0; 1]$. La différenciation entre les banques porte sur les types de crédits qu'elles accordent. Les banques se spécialisent ainsi dans certains types de prêts (pour des petites ou des grandes entreprises ou pour un secteur particulier) et sur certaines zones géographiques. Nous supposons également que les banques font face à un cycle économique considéré comme exogène. Nous introduisons explicitement les réserves pour pertes et le comportement de provisionnement de la banque dans notre modèle. A notre connaissance, cette composante est ignorée dans les modèles de firmes bancaires déjà développés.

Trois systèmes de provisionnement sont envisagés alternativement. Le premier système consiste en un système de provisionnement basé sur les coûts historiques, appelé système strictement *ex post*, dans lequel la banque constitue uniquement des provisions spécifiques. Dans le deuxième système, la banque applique un système de provisionnement dynamique, dans lequel elle doit constituer des provisions statistiques en plus des provisions spécifiques. Ces provisions statistiques sont définies de façon à compenser l'évolution contracyclique des provisions spécifiques. Enfin, dans le troisième système, la banque applique des règles de provisionnement *ex post* mais elle constitue également un coussin de sécurité en capital bancaire (*capital buffer*) afin d'améliorer la couverture

¹⁰De Bandt et Davis (2000) s'intéressent au degré de concurrence dans le secteur bancaire en Allemagne, en France, en Italie et aux Etats-Unis. Ils montrent que les secteurs bancaires des pays européens sont caractérisés par un degré de concurrence plus faible que le secteur bancaire des Etats-Unis. Cependant, la participation de ces trois pays européens à la zone euro laisse envisager un accroissement du degré de concurrence dans leurs secteurs bancaires.

de ses pertes attendues non avérées. Le modèle permet ainsi de comparer le comportement d'offre de crédit de la firme bancaire sous différents systèmes de provisionnement.

2.2.1 Le bilan de la firme bancaire

L'actif de la banque est constitué de son portefeuille de crédits ($L_{i,t}$). Cependant, le portefeuille de crédits de la banque contient des pertes attendues également appelées pertes potentielles. Ces pertes potentielles ont donné lieu à la constitution de provisions pour pertes. Les réserves pour pertes ($LLR_{i,t}$), représentant le stock de provisions pour pertes accumulé par la banque, sont déduites de l'actif de la banque. Ainsi, la différence entre le portefeuille de crédits et les réserves pour pertes est appelée le portefeuille de crédits net de la banque (Walters, 1991). Le passif de la banque est constitué de dettes¹¹ ($D_{i,t}$) et de fonds propres ($K_{i,t}$). Le bilan de la firme bancaire est donc défini par :

$$L_{i,t} - LLR_{i,t} = D_{i,t} + K_{i,t}. \quad (2.1)$$

2.2.2 Origine et répartition du profit de la banque

Le profit de la banque $i \in [0; 1]$ sur la période t est donné par :

$$\Pi_{i,t} = r_{i,t}^L L_{i,t} (1 - J(y_t) - G(y_t)) - r_t^M D_{i,t} - LLP_{i,t} - \delta L_{i,t} G(y_t) - T_{i,t}, \quad (2.2)$$

où $r_{i,t}^L$ est le taux d'intérêt sur les crédits, r_t^M est le taux d'intérêt sur les dettes bancaires, y_t représente la production de l'économie, la fonction $J(y_t)$ représente la proportion des prêts non performants, la fonction $G(y_t)$ représente la proportion des prêts passés en charges (*charge-off* ou *write-off*), $LLP_{i,t}$ représente les provisions pour pertes, $\delta L_{i,t} G(y_t)$ représente la part non attendue des prêts passés en charges (c'est-à-dire la

¹¹Les dettes bancaires regroupent des dépôts ainsi que des financements de marché comme dans le modèle de Van den Heuvel (2002). De plus, nous supposons que toutes les dettes bancaires sont complètement assurées et que la prime d'assurance est égale à zéro. L'introduction explicite d'une prime d'assurance n'affecterait pas les résultats associés au comportement de provisionnement de la banque.

part pour laquelle la banque n'a pas accumulé de provisions durant les périodes précédentes) et enfin, $T_{i,t}$ représente les taxes.

Sur une période, le portefeuille de crédits de la banque contient trois catégories de prêts : (i) les prêts performants, (ii) les prêts non performants et (iii) les prêts passés en charges. La majeure partie du portefeuille de crédits de la banque est constituée de prêts performants. Les prêts jugés susceptibles de ne pas être recouvrés, suite par exemple à un retard de paiement d'intérêt ou de remboursement du principal, sont classifiés comme prêts non performants. Ces prêts représentent une perte potentielle pour la banque et donnent lieu à la constitution d'une provision pour pertes¹². Chaque période, la banque réalise donc des provisions pour pertes et le stock ainsi constitué représente les réserves pour pertes. La passation en charges d'un prêt se produit lorsque la banque estime qu'un prêt est irrécouvrable en totalité ou en partie, ou qu'il n'existe aucune perspective sérieuse de recouvrement. Les prêts passés en charges représentent ainsi les pertes reconnues de la banque. Ces prêts sont retirés du bilan de la banque et sont également soustraits des réserves pour pertes s'ils ont donné lieu à un provisionnement sur les périodes précédentes. La majeure partie des prêts passés en charges était classifiée comme prêts non performants sur la période précédente mais certains prêts peuvent directement passer de la catégorie (i) à la catégorie (iii). Si la banque n'a pas accumulé de provisions pour ces prêts, ils correspondent à la part non attendue des prêts passés en charges ($\delta L_{i,t} G(y_t)$).

L'équation (2.2) indique donc que le profit de la banque provient des intérêts reçus sur le portefeuille de crédits. Cependant, les intérêts dus sur la période n'ont pas été perçus pour les prêts non performants et les prêts passés en charges. Les intérêts reçus sur la période t portent donc sur une proportion $(1 - J(y_t) - G(y_t))$ du portefeuille de crédits. Par ailleurs, la part anticipée $(1 - \delta)$ des prêts passés en charges a donné lieu à l'accumulation de provisions sur les périodes précédentes et ainsi n'affecte pas le profit courant de la banque. Seule la part non attendue des prêts passés en charges

¹²Les règles de provisionnement sont présentées par la suite.

$(\delta L_{i,t} G(y_t))$ affecte le profit courant et représente les pertes reconnues n'ayant pas été anticipées (ou non attendues). Enfin, la banque doit constituer de nouvelles provisions pour pertes ($LLP_{i,t}$) pour couvrir les pertes potentielles identifiées durant la période courante¹³, rémunérer ses dettes ($r_t^M D_{i,t}$) et payer des taxes ($T_{i,t}$).

L'équation (2.2) montre ainsi qu'il est important de considérer les règles de provisionnement pour comprendre comment le profit de la banque est affecté par ses pertes. Une perte de crédit n'affecte pas le profit de la banque uniquement lorsqu'elle est reconnue, c'est-à-dire lorsqu'elle est retirée du bilan par une passation en charges. L'effet d'une perte de crédit sur le profit de la banque se décompose entre le moment où cette perte commence à être identifiée sous forme de perte potentielle et donne lieu ainsi à la constitution d'une première provision et le moment où elle est reconnue par une passation en charges. Une perte de crédit peut donc avoir été anticipée en partie, c'est-à-dire avoir donné lieu à un provisionnement sur les périodes précédentes, et ainsi ne pas affecter dans sa totalité le profit courant de la banque. Les règles de provisionnement, définissant le rythme auquel les pertes sont provisionnées, sont donc un élément important pour déterminer l'évolution de la rentabilité de l'activité de crédit d'une banque.

La répartition du profit de la banque est donnée par :

$$\Pi_{i,t} = K_{i,t+1} - K_{i,t} + \Delta_{i,t}, \quad (2.3)$$

où $\Delta_{i,t}$ représente les dividendes distribués aux actionnaires. La banque utilise donc une partie de son profit pour modifier ses fonds propres ($K_{i,t+1} - K_{i,t}$) et l'autre partie est distribuée aux actionnaires. Des dividendes négatifs peuvent donc être interprétés comme une émission de fonds propres.

¹³Le provisionnement de ces pertes potentielles dépend des règles de provisionnement appliquées par la banque.

2.2.3 Réglementation des fonds propres

La contrainte réglementaire sur les fonds propres est définie par :

$$K_{i,t+1} \geq k_0 L_{i,t+1}, \quad (2.4)$$

où k_0 représente le seuil de capital réglementaire (ce seuil est à 4% pour le Tier 1 dans le cadre des accords de Bâle I) et la pondération du risque sur les crédits est égale à 1.

Nous supposons que cette contrainte est toujours saturée, c'est-à-dire que la banque détient le minimum réglementaire de fonds propres. Cette hypothèse permet de ne pas prendre en compte une contrainte non saturée dans le programme de maximisation de la banque. Une alternative consisterait à modéliser les incitations pour la banque de détenir des fonds propres excédentaires. Il faudrait ainsi définir les coûts supportés par la banque lorsqu'elle se rapproche de la saturation de la contrainte sur les fonds propres et les coûts liés à l'émission de fonds propres. Une telle approche est notamment développée par Furfine (2001). Nous décidons de ne pas définir de telles fonctions de coût dans notre modèle afin de nous concentrer sur le comportement de provisionnement de la banque. Ce point pourrait cependant donner lieu à un développement ultérieur de notre modèle.

L'équation (2.3) montre que le choix de la répartition du profit entre dividendes et accumulation de nouveaux fonds propres est intertemporel. La banque débute la période avec un montant donné de fonds propres $K_{i,t}$. La part du profit qui ne sera pas distribuée en dividendes permet de déterminer les fonds propres disponibles pour la période suivante. La contrainte réglementaire de la banque est donc écrite pour la période $t + 1$.

2.2.4 Prêts non performants et passations en charges

La fonction $J(y_t)$, représentant la proportion des prêts non performants dans le portefeuille de crédits de la banque, est définie par :

$$J(y_t) = j_0(y_t/y)^{-\omega} z_t, \quad (2.5)$$

où j_0 est la proportion à l'état stationnaire (ou la proportion moyenne calculée sur un cycle économique) de prêts non performants, y_t/y représente l'écart de la production par rapport à son niveau à l'état stationnaire (ou *output gap*) et s'apparente ainsi à l'état du cycle économique, $\omega > 0$ représente l'élasticité de $J(y_t)$ par rapport à l'*output gap* et z_t représente un choc de moyenne 1 et de variance σ_u associé aux facteurs exogènes à la banque autres que le cycle économique.

La fonction $G(y_t)$, représentant la proportion des prêts passés en charges, est définie par :

$$G(y_t) = g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t, \quad (2.6)$$

où g_0 est la proportion à l'équilibre stationnaire (ou la proportion moyenne calculée sur un cycle économique) de prêts passés en charges par période, $\theta > 0$ représente l'élasticité de $G(y_t)$ par rapport à l'*output gap*, v_t représente un choc de moyenne 1 et de variance σ_v associé aux facteurs exogènes à la banque autres que le cycle économique.

Les proportions des prêts non performants et des prêts passés en charges subissent donc deux sources de perturbations pouvant les écarter de leur niveau d'équilibre stationnaire. Le cycle économique (y_t/y) reflète la situation financière des entreprises et des ménages et affecte donc négativement les fractions des prêts non performants et des prêts passés en charges. D'autre part, les chocs z_t et v_t indiquent que les proportions des prêts non performants et des prêts passés en charges ne sont pas parfaitement prévisibles même si le cycle économique est connu.

2.2.5 Réserves pour pertes et provisions pour pertes

Les réserves pour pertes permettent d'ajuster la valeur du portefeuille de crédits des pertes potentielles. Sans cet ajustement dans l'actif de la banque, les responsables de la banque, les créiteurs de la banque, les régulateurs et les investisseurs auraient une vision tronquée de la rentabilité potentielle de la banque. La loi d'accumulation des réserves pour pertes est donnée par :

$$\begin{aligned} LLR_{i,t} &= LLR_{i,t-1} + LLP_{i,t-1} - L_{i,t-1}G(y_{t-1}) + \delta L_{i,t-1}G(y_{t-1}) \\ &= LLR_{i,t-1} + LLP_{i,t-1} - (1 - \delta)L_{i,t-1}G(y_{t-1}). \end{aligned} \quad (2.7)$$

Les provisions pour pertes réalisées pour couvrir les pertes potentielles identifiées durant la période (prélevées sur les profits dans l'équation (2.2)) sont ajoutées au stock déjà existant de réserves pour pertes. Les prêts passés en charges sont quant à eux soustraits des réserves pour pertes dans la mesure où ils représentent des pertes reconnues par la banque. Cependant, les prêts passés en charges n'ont pas été complètement provisionnés pendant les périodes précédentes. La partie non attendue des prêts passés en charges (prélevées sur les profits dans l'équation (2.2)) est donc également ajoutée au stock déjà existant de réserves pour pertes. Ainsi, les réserves pour pertes sont maintenues à un niveau suffisant pour absorber les pertes potentielles identifiées non encore reconnues (Walter, 1991). Le modèle considère trois systèmes comptables différents pour déterminer les provisions pour pertes constituées par la banque.

2.2.5.1 Système de provisionnement strictement *ex post*

Dans le système de provisionnement strictement *ex post*, nous supposons que les provisions pour pertes se composent uniquement de provisions spécifiques. Ces dernières dépendent des prêts non performants, c'est-à-dire des pertes attendues avérées. Les réserves pour pertes couvrent donc en partie les prêts non performants identifiés plutôt

que les pertes potentielles sur l'ensemble du portefeuille de crédits¹⁴. Les provisions pour pertes sont ainsi définies par :

$$LLP_{i,t} = H^S(L_{i,t}, y_t) = h_0 L_{i,t} J(y_t) \quad (2.8)$$

où la fonction $H^S(L_{i,t}, y_t)$ représente les provisions spécifiques, h_0 représente la proportion à l'état stationnaire (ou la proportion moyenne calculée sur un cycle économique) du portefeuille de prêts non performants ($L_{i,t} J(y_t)$) qui est provisionnée sur une période.

Nous supposons donc que la banque ne constitue pas de provisions générales. Cette hypothèse permet de ne pas avoir à définir une seconde composante des provisions pour pertes¹⁵.

La spécification retenue assure une évolution contracyclique des provisions pour pertes. Cette caractéristique représente le principal fait stylisé spécifique à un système de provisionnement *ex post* (Clerc et al., 2001 ; Arpa et al., 2001 ; Fernandez de Lis et al., 2001 ; Pain, 2003). Un provisionnement principalement basé sur l'identification des prêts non performants sous-estime les pertes potentielles pendant la phase haute du cycle économique et conduit les banques à devoir constituer d'importantes provisions pendant la phase basse du cycle. Ce système de provisionnement a donc un effet procyclique sur les profits des banques.

Nous supposons dans le cadre du modèle que la banque applique strictement les règles de provisionnement *ex post*. Ainsi la banque considère son profit comptable dans son comportement d'optimisation et n'essaie pas de compenser les faiblesses ou imperfections des règles de provisionnement pour parvenir à une meilleure estimation de

¹⁴ Une perte potentielle, que nous pouvons également qualifier de perte attendue ou de perte latente, existe à partir du moment où un prêt est accordé. En conséquence, une perte attendue peut être identifiée de façon probabiliste sur un prêt performant. Nous parlons ainsi de perte attendue non avérée. De plus la banque peut estimer ses pertes attendues sur l'ensemble d'un cycle économique et en déduire une perte attendue moyenne par période.

¹⁵ Nous pouvons également remarquer que les provisions générales seraient communes aux différents systèmes de provisionnement que nous envisageons. Par conséquent, leur prise en compte n'apporterait rien dans la comparaison du comportement d'offre de crédit de la firme bancaire sous différents systèmes de provisionnement.

son profit économique. Nous considérons par la suite, dans le cadre du système de *capital buffer*, un système dans lequel la banque cherche à compenser les faiblesses et imperfections de ce système de provisionnement strictement *ex post*.

2.2.5.2 Système de provisionnement dynamique

Dans le système de provisionnement dynamique (ou statistique), la banque constitue des provisions statistiques, en plus des provisions spécifiques, de façon à compenser l'évolution contracyclique de provisions spécifiques (Fernandez de Lis et al., 2001). Les provisions totales sont donc lissées dans le temps et les réserves pour pertes couvrent les pertes potentielles de l'ensemble du portefeuille de crédits. Les provisions pour pertes dans le système de provisionnement dynamique sont définies par :

$$LLP_{i,t} = H^{SS}(L_{i,t}) = h_0 L_{i,t} j_0, \quad (2.9)$$

où $H^{SS}(L_{i,t})$ représente la somme des provisions spécifiques et des provisions statistiques¹⁶. Les provisions totales sont lissées autour de la valeur à l'état stationnaire des pertes potentielles par période ($h_0 L_{i,t} j_0$). L'évolution contracyclique des prêts non performants résultant du cycle économique n'est plus un déterminant des provisions pour pertes. Par conséquent, le profit comptable et le profit économique sont identiques dans ce système de provisionnement ; les pertes potentielles sur l'ensemble du portefeuille de crédits sont prises en compte.

2.2.5.3 Le système de *capital buffer*

Dans le système de *capital buffer*, la banque applique des règles de provisionnement strictement *ex post* mais elle prend en compte les faiblesses et imperfections de ce système de provisionnement. La banque cherche à parvenir à une meilleure couverture de ses pertes potentielles et donc à une meilleure estimation de son profit économique¹⁷.

¹⁶Les provisions statistiques sont donc égales à $h_0 L_{i,t} j_0 (1 - (y_t/y)^{-\omega} z_t)$.

¹⁷En pratique, les banques détiennent plus de fonds propres que le minimum requis par la réglementation bancaire. Sur la période 1997-2004 au sein de l'Union européenne (à 15 pays), les fonds

Nous supposons que la banque accumule des fonds propres excédentaires ($KB_{i,t}$) pour couvrir les pertes potentielles qui ne sont pas couvertes par les réserves pour pertes, c'est-à-dire les pertes attendues non avérées. La loi d'accumulation du capital excédentaire est définie par :

$$KB_{i,t+1} = KB_{i,t} + \eta(H^{SS}(L_{i,t}) - H^S(L_{i,t}, y_t)). \quad (2.10)$$

Le montant $(H^{SS}(L_{i,t}) - H^S(L_{i,t}, y_t))$ représente la différence entre les provisions pour pertes dans le système de provisionnement dynamique et les provisions pour pertes dans le système de provisionnement *ex post*, c'est-à-dire les provisions statistiques. Une fraction $\eta \in [0; 1]$ est ajoutée aux fonds propres excédentaires déjà existants. Par exemple, si peu de prêts non performants sont identifiés sur la période t ($H^{SS}(L_{i,t}) > H^S(L_{i,t}, y_t)$), les pertes potentielles sur la période t sont sous-évaluées dans le système strictement *ex post*. La banque augmente donc ses fonds propres excédentaires de $\eta(H^{SS}(L_{i,t}) - H^S(L_{i,t}, y_t))$ afin de parvenir à une meilleure estimation de son profit économique.

Les fonds propres excédentaires sont ajoutés aux fonds propres standards ($K_{i,t}$). Nous définissons donc le total des fonds propres ($TK_{i,t}$) par :

$$TK_{i,t} = K_{i,t} + KB_{i,t}. \quad (2.11)$$

Le bilan de la banque devient donc :

$$L_{i,t} - LLR_{i,t} = D_{i,t} + TK_{i,t}. \quad (2.12)$$

propres détenus par les banques dépassaient en moyenne de 2,93 points de pourcentage le minimum réglementaire (Jokipii et Milne, 2006). Plusieurs raisons ont été avancées pour expliquer pourquoi les banques détenaient des excédents de fonds propres réglementaires (Berger et al., 1995 ; Jackson, 1999 ; Jokipii and Milne, 2006). Parmi ces raisons, l'excédent de fonds propres réglementaires peut servir à couvrir une partie des pertes attendues.

De plus l'origine et la répartition des profits de la banque sont données par :

$$TK_{i,t+1} - TK_{i,t} + \Delta_{i,t} = r_{i,t}^L L_{i,t} (1 - J(y_t) - G(y_t)) - r_t^M D_{i,t} - LLP_{i,t} - \delta L_{i,t} G(y_t) - T_{i,t}. \quad (2.13)$$

2.2.6 Les taxes

Dans les trois systèmes de provisionnement considérés, les taxes payées par la banque sont données par :

$$T_t = \tau [r_{i,t}^L L_{i,t} (1 - J(y_t) - G(y_t)) - r_t^M D_{i,t} - H^S(L_{i,t}, y_t) - \delta L_{i,t} G(y_t)], \quad (2.14)$$

où τ est le taux d'imposition. Les provisions spécifiques sont considérées comme une charge pour calculer le revenu imposable mais ce n'est pas le cas pour les provisions statistiques¹⁸.

2.2.7 Demande spécifique de crédit

Nous avons supposé que les banques sont en concurrence monopolistique et qu'elles se différencient au niveau des types de crédits offerts. Chaque banque fait donc face à une demande de crédit spécifique. Nous supposons comme Hülsewig et al. (2006a) et Henzel et al. (2007) que cette demande spécifique est donnée par :

$$L_{i,t} = \left(\frac{r_{i,t}^L}{r_t^L} \right)^{-\zeta} L_t, \quad (2.15)$$

¹⁸En Europe, les provisions spécifiques sont déductibles du revenu imposable (excepté en Belgique) contrairement aux Etats-Unis. Les provisions générales ne sont pas déductibles du revenu imposable dans la majorité des pays, à l'exception de quelques catégories particulières de provisions générales (par exemple, en France, les provisions générales sur un investissement à l'étranger sont déductibles du revenu imposable quand la banque finance l'installation d'une firme française à l'étranger). Voir Escalano (1997) pour plus de détails. Concernant les provisions statistiques, elles ne sont pas déductibles du revenu imposable dans le système de provisionnement dynamique appliqué en Espagne (Fernandez de Lis et al., 2001).

où L_t est le niveau agrégé des crédits, r_t^L le taux d'intérêt moyen sur les crédits et $\zeta > 1$ l'élasticité au taux d'intérêt de la demande de crédit s'adressant à la banque i ¹⁹.

La prise en compte d'une fonction de demande spécifique permet d'introduire dans le programme d'optimisation de la banque une non-linéarité qui est nécessaire pour déterminer le taux d'intérêt maximisant les dividendes de la banque. D'autres procédés sont envisageables pour introduire cette non-linéarité, notamment dans le cadre d'un marché en concurrence parfaite où les banques déterminent le montant de crédits distribués. Par exemple, nous aurions pu intégrer un coût d'ajustement quadratique associé aux fluctuations du portefeuille de crédits (Furfine, 2001 ; Hülsewig et al., 2006b). Nous aurions pu également supposer que les fonctions $J(y_t)$ et $G(y_t)$, définissant respectivement les proportions des prêts non performants et des prêts passés en charges, dépendent du risque sous-jacent du portefeuille de crédits mesuré par la taille de celui-ci (Van den Heuvel (2002) utilise un procédé similaire).

2.3 Le comportement de maximisation de la banque

Nous supposons que la banque maximise la somme actualisée de ses dividendes. Le problème de maximisation de la banque consiste à choisir son taux d'intérêt ($r_{i,t}^L$) et peut s'écrire, dans le système de provisionnement strictement *ex post*, de la façon suivante :

$$\max_{\{r_{i,t}^L\}_{t=0}^{\infty}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Delta_t, \quad (2.16)$$

où :

$$\Delta_t = r_{i,t}^L L_{i,t} (1 - J(y_t) - G(y_t)) - r_t^M D_{i,t} - LLP_{i,t} - \delta L_{i,t} G(y_t) - T_{i,t} + K_{i,t} - K_{i,t+1}, \quad (2.17)$$

¹⁹Une telle spécification est également utilisée dans le chapitre 4. Dans le cadre d'un modèle micro-fondé en équilibre général, cette spécification peut être obtenue à partir d'un comportement d'optimisation d'entreprises détenant un portefeuille de crédits diversifié (Henzel et al., 2007).

sous la contrainte des équations (2.1), (2.4), (2.5), (2.6), (2.7), (2.8), (2.14), (2.15) et où β est le paramètre d'actualisation.

Dans le système de provisionnement dynamique, l'équation (2.8) est remplacée par l'équation (2.9). Dans le système de *capital buffer*, le programme de maximisation de la banque contient davantage de modifications. Les équations (2.10) et (2.11) sont prises en compte dans les contraintes. L'équation (2.1) est remplacée par l'équation (2.12). Enfin, les dividendes sont donnés par l'équation (2.13) :

$$\Delta_{i,t} = r_{i,t}^L L_{i,t} (1 - J(y_t) - G(y_t)) - r_t^M D_{i,t} - L L P_{i,t} - \delta L_{i,t} G(y_t) - T_{i,t} - T K_{i,t+1} + T K_{i,t}.$$

2.3.1 Les conditions du premier ordre

Dans le système de provisionnement strictement *ex post*, la condition du premier ordre (CPO) associée au choix du taux d'intérêt sur les crédits est donnée par (les détails des calculs sont donnés en annexe) :

$$\begin{aligned} r_{i,t}^L (1 - J(y_t) - G(y_t)) &= \frac{\zeta}{\zeta - 1} \{ r_t^M (1 - k_0) + \beta r_{t+1}^M ((1 - \delta)G(y_t) - h_0 J(y_t)) \\ &\quad + h_0 J(y_t) + \delta G(y_t) + (k_0/\beta - k_0)/(1 - \tau) \}. \end{aligned} \quad (2.18)$$

L'équation (2.18) décrit le comportement de fixation du taux d'intérêt de la banque. Le membre de gauche de cette équation représente le rendement marginal que la banque retire de son activité de crédit. Uniquement une proportion $(1 - J(y_t) - G(y_t))$ des crédits accordés donne lieu à un versement d'intérêts.

Le membre de droite de l'équation (2.18) montre ainsi que la banque fixe son taux d'intérêt en fonction du taux de marge pratiqué et des différents coûts supportés. Compte tenu de sa position en concurrence monopolistique, la banque retire un taux de marge de $(\frac{\zeta}{\zeta-1} - 1)$. Les coûts supportés sont liés au financement de la banque, au risque de crédit et à la réglementation sur les fonds propres.

Les ressources de la banque sont constituées de dettes à rémunérer et de fonds propres. Compte tenu de la contrainte réglementaire sur les fonds propres, une pro-

portion $(1 - k_0)$ des crédits est financée par des dettes que la banque doit rémunérer au taux r_t^M . Les besoins de financement sont également affectés par l'évolution des réserves pour pertes et cet effet est mesuré par $\beta r_{t+1}^M ((1 - \delta)G(y_t) - h_0 J(y_t))$.

Les coûts liés au risque de crédit se composent de deux éléments. D'une part, la banque constitue des provisions spécifiques dont le coût par crédit est représenté par $h_0 J(y_t)$. D'autre part, les passations en charges non provisionnées représentent un coût par crédit de $\delta G(y_t)$.

Par ailleurs, nous avons supposé par simplification que la contrainte réglementaire sur les fonds propres est toujours saturée. La banque utilise une partie de ses profits pour respecter cette contrainte. Cet effet est mesuré par $(k_0/\beta - k_0)$ dans l'équation (2.18).

Nous remarquons que la proportion des pertes passées en charges ($G(y_t)$) affecte le choix du taux d'intérêt à travers ses effets sur : (i) la proportion des crédits qui donne lieu à un versement d'intérêt $(1 - J(y_t) - G(y_t))$; (ii) la partie non attendue des passations en charges $(\delta G(y_t))$; (iii) les besoins de financement résultant d'une modification des réserves pour pertes $(\beta r_{t+1}^M (1 - \delta)G(y_t))$. La partie anticipée des passations en charges a été provisionnée sur les périodes précédentes et n'affecte donc pas directement le comportement de maximisation de la banque. Par conséquent, les règles de provisionnement jouent un rôle important dans le comportement de maximisation de la banque. Dans un système strictement *ex post*, les provisions varient sensiblement avec la conjoncture économique. L'équation (2.18) indique donc que la banque répercute sur le taux des crédits les perturbations qui affectent ses provisions.

Dans le système de provisionnement dynamique, la CPO concernant le choix du taux d'intérêt des crédits est donnée par :

$$\begin{aligned} r_{i,t}^L (1 - J(y_t) - G(y_t)) &= \frac{\zeta}{\zeta - 1} \{ r_t^M (1 - k_0) + \beta r_{t+1}^M ((1 - \delta)G(y_t) - h_0 j_0) \\ &\quad + h_0 (j_0 - \tau J(y_t)) / (1 - \tau) + \delta G(y_t) \\ &\quad + (k_0/\beta - k_0) / (1 - \tau) \}. \end{aligned} \quad (2.19)$$

Le comportement de provisionnement de la banque ne dépend plus de l'effet du cycle économique sur les prêts non performants. En conséquence, les coûts supportés par la banque sont lissés dans le temps. La banque peut donc pratiquer des taux d'intérêt sur les crédits plus stables.

Les provisions spécifiques sont déductibles du revenu imposable mais ce n'est pas le cas pour les provisions statistiques. Cette différence de traitement fiscal conduit à ce que les provisions spécifiques influencent toujours le comportement de la banque à travers leur effet sur le revenu imposable ($\tau J(y_t)$). Cependant, cet effet est stabilisateur pour la banque. L'augmentation des provisions spécifiques pendant la phase de ralentissement du cycle économique conduit à une diminution du revenu imposable. Si les provisions statistiques étaient également déductibles du revenu imposable, ce dernier serait lissé dans le temps.

Dans le système de *capital buffer*, la banque accumule des fonds propres excédentaires pour couvrir les pertes potentielles qui ne sont pas couvertes par les réserves pour pertes. La CPO concernant le choix du taux d'intérêt sur les crédits est donnée par :

$$\begin{aligned} r_{i,t}^L(1 - J(y_t) - G(y_t)) &= \frac{\zeta}{\zeta - 1} \{ r_t^M(1 - k_0) + \delta G(y_t) \\ &\quad + \beta r_{t+1}^M ((1 - \delta)G(y_t) - (1 - \eta)h_0 J(y_t) - \eta h_0 j_0) \\ &\quad + h_0(\eta j_0 + (1 - \tau - \eta)J(y_t)) / (1 - \tau) \\ &\quad + (k_0/\beta - k_0) / (1 - \tau) \}. \end{aligned} \quad (2.20)$$

La comparaison des équations (2.19) et (2.20) montre que le comportement de la banque est identique dans le système de *capital buffer* et dans le système de provisionnement dynamique uniquement si $\eta = 1$. Quand cette condition est remplie, les fonds propres excédentaires couvrent l'intégralité des pertes potentielles non couvertes par les réserves pour pertes²⁰.

²⁰De même, pour $\eta = 0$, l'équation (2.20) devient équivalente à l'équation (2.18).

La banque pourrait subir des pressions à l'encontre de l'adoption d'un système de *capital buffer*. En effet, le fonctionnement d'un tel système implique que la banque ne distribue pas ses profits sous forme de dividendes pendant une phase de forte croissance économique mais les utilise pour accumuler des fonds propres excédentaires et "préparer" le prochain ralentissement économique. Les actionnaires pourraient avoir une réaction hostile à cette pratique et ils pourraient exprimer des demandes pressantes pour une distribution plus large de dividendes (ce qui se traduirait par un paramètre η nettement inférieur à 1). L'avantage d'un système de provisionnement dynamique est donc d'encadrer de façon réglementaire et ainsi de rendre obligatoire la constitution de provisions statistiques.

2.3.2 Cycle économique et marché du crédit

A partir des équations (2.18), (2.19) et (2.20), nous pouvons remarquer qu'à l'état stationnaire, la banque fixe son taux d'intérêt sur les crédits de façon identique dans les trois systèmes de provisionnement considérés. L'état stationnaire des équations (2.18), (2.19) et (2.20) est donné par²¹ :

$$r^L(1 - j_0 - g_0) = \frac{\zeta}{\zeta - 1} \{r^M(1 - k_0) + \delta g_0 + h_0 j_0 + (k_0/\beta - k_0)/(1 - \tau)\}, \quad (2.21)$$

où r^L représente le taux d'intérêt sur les crédits à l'état stationnaire et r^M représente le taux d'intérêt sur les dettes bancaires à l'état stationnaire.

Cependant, les trois systèmes de provisionnement conduisent à des dynamiques différentes sur le marché du crédit. Ces dernières peuvent être appréhendées en log-linéarisant, autour de leur état stationnaire, les équations (2.18), (2.19) et (2.20). Nous devons également définir une demande agrégée de crédit pour appréhender la dynamique du marché du crédit et non pas uniquement celle du taux d'intérêt sur les

²¹Nous nous plaçons à l'équilibre symétrique pour déterminer l'état stationnaire ($r_{i,t}^L = r_t^L$).

crédits. Nous supposons que la demande agrégée de crédit est donnée par²² :

$$\hat{L}_t = \phi_y \hat{y}_t - \phi_{r^L} (\hat{r}_t^L - E_t \{\hat{\pi}_{t+1}\}), \quad (2.22)$$

où π_t est le taux d'inflation. La demande agrégée de crédit augmente donc avec un accroissement de l'activité économique et diminue suite à une hausse du taux d'intérêt réel sur les crédits. Les travaux de Calza et al. (2003, 2006) et de Hülsewig et al. (2004, 2006b) fournissent des fondements empiriques en faveur de cette spécification.

Dans le système strictement *ex post*, la log-linéarisation de l'équation (2.18) est donnée par (les détails des calculs sont en annexe) :

$$\varphi_0 \hat{r}_t^L = \varphi_1 \hat{r}_t^M + \varphi_2 \hat{z}_t + \varphi_3 \hat{v}_t - \varphi_4 \hat{y}_t, \quad (2.23)$$

avec :

$$\begin{aligned} \varphi_0 &= r^L(1 - j_0 - g_0), \\ \varphi_1 &= Zr^M(1 - k_0), \\ \varphi_2 &= r^L j_0 + Zh_0 j_0 - Z\beta r^M h_0 j_0, \\ \varphi_3 &= r^L g_0 + Z\delta g_0 + Z\beta r^M(1 - \delta)g_0, \\ \varphi_4 &= \omega\varphi_2 + \theta\varphi_3, \\ Z &= \zeta/(\zeta - 1), \end{aligned}$$

où les paramètres φ_i , $i = 0, \dots, 4$, sont tous positifs²³.

A partir de l'équation (2.23), nous remarquons que les déviations du taux d'intérêt sur les crédits (\hat{r}_t^L) dépendent des déviations du taux d'intérêt sur les dettes (\hat{r}_t^M). Les banques reportent donc les modifications des coûts de financement qu'elles subissent

²²La variable $\hat{X}_t = \log(X_t/X)$ représente la déviation logarithmique de la variable X_t par rapport à son état stationnaire X .

²³Nous pouvons remarquer que $\hat{z}_t = z_t$ et $\hat{v}_t = v_t$ car à l'état stationnaire, $z = v = 1$.

sur le taux d'intérêt qu'elles pratiquent. Cette augmentation du taux sur les crédits conduit, à travers l'équation (2.22), à une diminution des crédits distribués.

Les chocs sur les prêts non performants (\hat{z}_t) et sur les passations en charges (\hat{v}_t) ont un effet positif sur les déviations du taux des crédits. Des chocs positifs traduisent un accroissement du risque de crédit et provoquent donc un renchérissement du coût des crédits. Il en résulte ainsi une diminution des crédits distribués.

L'effet marginal sur le taux des crédits d'un choc sur les passations en charges est mesuré par le paramètre φ_3 ²⁴. Ce paramètre se compose de trois éléments : $r^L g_0$, $Z\delta g_0$ et $Z\beta r^M(1-\delta)g_0$. Ces trois composantes retracent les implications d'une modification de la proportion de prêts passés en charges. Suite à une augmentation de cette proportion, la banque perçoit moins d'intérêt ($r^L g_0$), subit une perte non anticipée ($Z\delta g_0$) et a besoin de plus de ressources du fait de la diminution des réserves pour pertes ($Z\beta r^M(1-\delta)g_0$). L'effet marginal sur le taux des crédits d'un choc sur les prêts non performants est mesuré par le paramètre φ_2 qui se compose également de trois éléments : $r^L j_0$, $Zh_0 j_0$ et $Z\beta r^M h_0 j_0$. Suite à une augmentation de la proportion des prêts non performants, la banque perçoit moins d'intérêt ($r^L j_0$), constitue davantage de provisions ($Zh_0 j_0$) et a besoin de moins de ressources du fait de l'augmentation des réserves pour pertes ($Z\beta r^M(1-\delta)g_0$).

Le cycle économique (\hat{y}_t) a un effet négatif sur les déviations du taux des crédits. L'ampleur de cet effet est donnée par le paramètre $\varphi_4 = \omega\varphi_2 + \theta\varphi_3$. Les deux éléments qui composent le paramètre φ_4 montrent que les effets du cycle économique se transmettent sur le taux des crédits à travers des modifications de la proportion des prêts non performants et de celle des passations en charges. Cette diminution du taux des

²⁴Plus précisément, pour commenter l'effet marginal des différentes variables déterminant les déviations du taux d'intérêt des crédits, l'équation (2.23) devrait être écrite de la façon suivante :

$$\hat{r}_t^L = \frac{1}{\varphi_0} (\varphi_1 \hat{r}_t^M + \varphi_2 \hat{z}_t + \varphi_3 \hat{v}_t - \varphi_4 \hat{y}_t).$$

L'effet marginal d'un choc sur les passations en charges est donc mesuré précisément par φ_3/φ_0 . Cependant nous nous concentrons uniquement sur la composante φ_3 de cet effet dans la mesure où la composante φ_0 est commune à toutes les variables.

crédits renforce l'effet direct du cycle économique sur le montant de crédits distribué mesuré par le paramètre ϕ_y dans l'équation (2.22).

Les équations (2.23) et (2.22) montrent que les effets générés par un choc sur les prêts non performants (\hat{z}_t) et par le cycle économique (\hat{y}_t) sont déterminés en partie par les règles de provisionnement. Dans le cadre d'un système de provisionnement *ex post*, les provisions constituées par les banques dépendent des évolutions des prêts non performants. Cette pratique de provisionnement contribue à amplifier les effets résultants des perturbations affectant les prêts non performants. Cette amplification est représentée par la présence du terme Zh_0j_0 dans le paramètre φ_2 qui représente l'effet marginal d'une augmentation des provisions spécifiques sur le taux d'intérêt des crédits.

Proposition 1 : *Des règles de provisionnement ex post amplifient les effets du cycle économique sur le marché du crédit. L'importance de cet effet dépend de l'effet du cycle économique sur les provisions spécifiques.*

La log-linéarisation de la CPO associée au choix du taux d'intérêt sur les crédits dans le système de provisionnement dynamique est donnée par :

$$\varphi_0 \hat{r}_t^L = \varphi_1 \hat{r}_t^M + \varphi_2' \hat{z}_t + \varphi_3 \hat{v}_t - \varphi_4' \hat{y}_t, \quad (2.24)$$

avec :

$$\begin{aligned} \varphi_2' &= r^L j_0 - Z\tau h_0 j_0 / (1 - \tau), \\ \varphi_4' &= \omega \varphi_2' + \theta \varphi_3, \end{aligned}$$

Dans le système de provisionnement dynamique, les provisions totales ne dépendent plus des évolutions des prêts non performants. L'effet amplificateur que les règles de provisionnement peuvent avoir dans un système *ex post* n'est plus actif. L'effet marginal sur le taux des crédits d'un choc sur les prêts non performants est donc plus faible

($\varphi'_2 < \varphi_2$). De même, l'effet marginal sur le taux des crédits du cycle économique est plus faible ($\varphi'_4 < \varphi_4$). Les fluctuations du taux d'intérêt sur les crédits ainsi que celles des crédits distribués sont donc d'une plus faible ampleur dans le système de provisionnement dynamique.

Nous pouvons remarquer que l'effet des prêts non performants sur les provisions spécifiques continue d'affecter légèrement le comportement de la banque dans le système de provisionnement dynamique à travers le terme $Z\tau h_0 j_0 / (1 - \tau)$ dans le paramètre φ'_2 . Cet effet provient de la différence de traitement fiscal entre provisions spécifiques et provisions statistiques.

Proposition 2 : *Les règles de provisionnement n'amplifient pas les effets du cycle économique sur le marché du crédit dans le cadre d'un système de provisionnement dynamique.*

Dans le système de *capital buffer*, la log-linéarisation de la CPO associée au choix du taux d'intérêt sur les crédits est donnée par :

$$\varphi_0 \hat{r}_t^L = \varphi_1 \hat{r}_t^M + \varphi_2'' \hat{z}_t + \varphi_3 \hat{v}_t - \varphi_4'' \hat{y}_t, \quad (2.25)$$

avec :

$$\begin{aligned} \varphi_2'' &= r^L j_0 + Z \left((1 - \tau - \eta) h_0 j_0 / (1 - \tau) - \beta r^M (1 - \eta) h_0 j_0 \right), \\ \varphi_4'' &= \omega \varphi_2'' + \theta \varphi_3. \end{aligned}$$

Si le paramètre η est égal à 1, les fonds propres excédentaires et les réserves pour pertes sont combinés afin de parvenir à une couverture complète des pertes potentielles. Ainsi, le comportement de la banque se trouve identique à celui observé dans le cadre d'un système de provisionnement dynamique ($\varphi_2'' = \varphi'_2$ et $\varphi_4'' = \varphi'_4$). Les règles de provisionnement n'amplifient donc pas les effets du cycle économique. Cependant, le respect de cette contrainte ($\eta = 1$) peut conduire à une accumulation importante de

fonds propres excédentaires pendant la phase haute du cycle économique qui seront utilisés pendant la phase basse du cycle.

Proposition 3 : *L'utilisation de fonds propres excédentaires (pour couvrir les pertes attendues non avérées) permet de compenser l'effet du cycle économique sur les provisions spécifiques. Cette solution peut cependant conduire à de fortes variations des fonds propres détenus par la banque.*

2.4 Simulation du modèle

La simulation du modèle permet d'illustrer la façon dont les règles de provisionnement influencent les dynamiques du marché du crédit. Les équations présentées jusqu'à présent décrivent les dynamiques du taux d'intérêt sur les crédits (\hat{r}_t^L) et des crédits distribués (\hat{L}_t). Afin de pouvoir simuler le modèle, il est nécessaire de définir également les dynamiques déterminant le cycle économique (\hat{y}_t), le taux d'intérêt auquel se financent les banques (\hat{r}_t^M) ainsi que les chocs (\hat{z}_t et \hat{v}_t). Pour cela, nous nous plaçons dans le cadre d'un modèle nouveau-keynésien composé d'une relation IS, d'une relation de Phillips et d'une règle de Taylor.

2.4.1 Dynamiques complémentaires

Les trois équations composant le modèle nouveau-keynésien sont données par :

$$\hat{y}_t = (1 - \alpha_y)\hat{y}_{t-1} + \alpha_y \mathbb{E}_t\{\hat{y}_{t+1}\} - \alpha_{rM}(\hat{r}_t^M - \mathbb{E}_t\{\hat{\pi}_{t+1}\}) - \alpha_{rL}(\hat{r}_t^L - \mathbb{E}_t\{\hat{\pi}_{t+1}\}) + \varepsilon_{y,t}, \quad (2.26)$$

$$\hat{\pi}_t = (1 - \gamma_\pi)\hat{\pi}_{t-1} + \gamma_\pi \mathbb{E}_t\{\hat{\pi}_{t+1}\} + \gamma_y \hat{y}_t, \quad (2.27)$$

$$\hat{r}_t^M = \rho_{rM}\hat{r}_{t-1}^M + (1 - \rho_{rM})(\psi_\pi \mathbb{E}_t\{\hat{\pi}_{t+1}\} + \psi_y \hat{y}_t) + \varepsilon_{r,t}. \quad (2.28)$$

L'équation (2.26) représente la relation IS décrivant la dynamique de la production. Cette dynamique comporte une composante *backward looking* et une composante *forward looking*. De plus, nous supposons que la dynamique de la production dépend du

taux d'intérêt réel du marché monétaire et du taux d'intérêt réel sur les crédits. La prise en compte du taux d'intérêt sur les crédits dans la spécification de la courbe IS permet d'accorder un rôle important aux conditions sur le marché du crédit dans la propagation des effets d'un choc. Cette spécification de la courbe IS peut être rapprochée de celles utilisées par Bernanke et Blinder (1988) et Hülsewig et al. (2006b). L'équation (2.27) représente la relation de Phillips et décrit la dynamique de l'inflation. Comme la relation IS, la relation de Phillips comporte une composante *backward looking* et une composante *forward looking*. La présence de la production dans l'équation (2.27) renvoie à l'effet du coût marginal réel sur la dynamique de l'inflation. Le paramètre γ_y capture donc le degré de rigidité des prix. L'équation (2.28) représente la fonction de réaction de la banque centrale et s'apparente à une règle de Taylor²⁵. La banque centrale ajuste son taux d'intérêt en fonction de l'inflation anticipée et de la production. Elle pratique également un lissage de son taux d'intérêt mesuré par le paramètre $\rho_{r,M}$.

2.4.2 Spécification des chocs

Quatre chocs sont considérés dans notre modèle. La dynamique du taux d'intérêt sur les crédits dépend directement des chocs sur les prêts non performants (\hat{z}_t) et sur les passations en charges (\hat{v}_t). La relation IS prend en compte un choc $\varepsilon_{y,t}$ pouvant s'apparenter à un choc préférence. La dynamique du taux d'intérêt sur le marché monétaire est affecté par un choc $\varepsilon_{r,t}$ pouvant s'apparenter à un choc de politique monétaire.

Nous supposons que les chocs ont un certain degré de persistance et sont donc définis par les processus autocorrélés. Nous retenons les spécifications suivantes :

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + u_{z,t},$$

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + u_{v,t},$$

$$\varepsilon_{y,t} = \rho_{\varepsilon_y} \varepsilon_{y,t-1} + u_{\varepsilon_y,t},$$

²⁵Les banques se financent donc au taux du marché monétaire dans le modèle.

$$\varepsilon_{r,t} = \rho_{\varepsilon_r} \varepsilon_{r,t-1} + u_{\varepsilon_r,t},$$

où $u_{z,t}$, $u_{v,t}$, $u_{\varepsilon_y,t}$ et $u_{\varepsilon_r,t}$ sont des processus bruit blanc et représentent les innovations des chocs. Pour réaliser nos simulations, nous considérons alternativement une innovation normalisée à 1 pour chaque choc²⁶.

2.4.3 Calibrage des paramètres

2.4.3.1 Equation du taux d'intérêt sur les crédits

La dynamique du taux d'intérêt sur les crédits est donnée, selon le système de provisionnement, par l'équation (2.23), (2.24) ou (2.25).

Nous utilisons des données macroéconomiques pour calibrer le taux sur les crédits à l'état stationnaire (r^L) et le taux du marché monétaire à l'état stationnaire (r^M). La valeur du paramètre r^L est calculée en prenant la moyenne sur la période 1991Q1-2002Q4 du taux d'intérêt sur les crédits dans la zone euro. Cette période est imposée par la disponibilité des données. La série de taux d'intérêt sur les crédits pour la zone euro dont nous disposons est rétropolée à partir de 1991Q1 mais contient une rupture en 2003Q1. Cette série correspond à celle utilisée par Hülsewig et al. (2006a) et nous a été fournie par ces auteurs. La moyenne obtenue est de 8,5%, ce qui correspond en base trimestrielle à un taux de 2,1%²⁷. La valeur du paramètre r^M est calculée en prenant la moyenne sur la période 1991Q1-2002Q4 du taux d'intérêt du marché monétaire dans la zone euro. Cette série est disponible dans la base de données Euro Area-Wide Model (AWM) de Fagan et al. (2005). La moyenne obtenue est de 6,2%, ce qui correspond en base trimestrielle à un taux de 1,5%.

Les paramètres liés aux prêts non performants sont calibrés à partir d'un panel de banques de la zone euro. Nous utilisons la base Bankscope Fitch IBCA pour constituer

²⁶Les simulations sont réalisées avec le logiciel Dynare 3.065.

²⁷Nous calibrons notre modèle sur une base trimestrielle comme cela est généralement fait pour le calibrage des modèles nouveaux keynésiens.

ce panel. Nous retenons un panel non cylindré composé de 1249 banques²⁸ sur la période 1992-2005. Le paramètre j_0 , représentant la proportion des prêts non performants, est calibré à 7%. Cette valeur correspond au ratio moyen entre les prêts non performants et le portefeuille de crédits. Le paramètre h_0 , représentant le provisionnement des prêts non performants, est calibré à partir du ratio moyen entre les provisions pour pertes et les prêts non performants. Nous obtenons une valeur de 20%, ce qui correspond en base trimestrielle à 4,7%. Le paramètre ω , représentant l'élasticité des prêts non performants à l'*output gap*, est obtenue en estimant une équation sur les déterminants des prêts non performants. Nous utilisons une spécification dynamique dans laquelle les prêts non performants retardés et l'*output gap* sont considérés comme variables explicatives. Le coefficient associé à l'*output gap*, estimé à 2,10, est utilisé pour calibrer le paramètre ω . Le coefficient associé aux prêts non performants retardés est estimé à 0,69 et nous utilisons cette valeur pour calibrer l'autocorrélation du choc sur les prêts non performants (ρ_z). L'estimation réalisée est présentée en annexe.

Les paramètres liés aux passations en charges sont calibrés à partir d'un panel de banques européennes et non pas uniquement de la zone euro. Les informations sur les passations en charges sont peu renseignées dans la base Bankscope Fitch IBCA. Nous considérons donc des banques européennes afin de bénéficier d'un échantillon plus large. Le panel retenu est non cylindré et se compose de 628 banques sur la période 1992-2005. Le paramètre g_0 , représentant la proportion des prêts passés en charges, est calibré à partir du ratio moyen entre les passations en charges et le portefeuille de crédits. Nous obtenons une valeur de 1,4%, ce qui correspond en base trimestrielle à 0,36%. Le paramètre θ , représentant l'élasticité des passations en charges à l'*output gap*, est obtenu en estimant une équation dynamique dans laquelle les passations en charges sont expliquées par les passations en charges retardées et l'*output gap*. Le coefficient associé à l'*output gap*, estimé à 0,22, est utilisé pour calibrer le paramètre θ . Le coefficient associé aux passations en charges retardées, estimé à 0,26, est utilisé

²⁸Nous considérons des banques commerciales, coopératives et des caisses d'épargne. L'origine par pays des banques est donnée en annexe.

pour calibrer l'autocorrélation du choc sur les passations en charges (ρ_v). L'estimation réalisée est présentée en annexe.

Le calibrage des paramètres k_0 , η , τ et β ne se base pas sur des données. Le paramètre k_0 , représentant la contrainte réglementaire sur les fonds propres, est calibré à 4%. Cette valeur correspond au seuil réglementaire sur le Tier 1 dans le cadre des accords de Bâle. Le paramètre η , présent uniquement dans le système de *capital buffer*, est calibré à 0,50. Cette valeur permet de placer le système de *capital buffer* à un niveau intermédiaire entre le système de provisionnement *ex post* et le système de provisionnement dynamique : 50% des pertes attendues non avérées sont couvertes par des fonds propres excédentaires. Le paramètre τ , représentant le taux d'imposition sur les profits de la banque, est calibré à 25%. Cette valeur a pour but de représenter le taux d'imposition moyen sur les profits dans la zone euro. Le facteur d'actualisation β est calibré à 0,99. Cette valeur est standard dans la littérature et implique un taux d'intérêt annuel à l'état stationnaire de 4%.

Les calibrages des paramètres δ et ζ sont déduits de l'état stationnaire du modèle. A l'état stationnaire, l'équation (2.7) indique que les provisions pour pertes sont égales aux passations en charges anticipées :

$$h_0 j_0 L = (1 - \delta) g_0 L,$$

ce qui nous permet de déduire la valeur de la proportion non anticipée des passations en charges (δ) :

$$\delta = 1 - \frac{h_0 j_0}{g_0} = 0,086.$$

Le taux de marge des banques est déduit de l'équation (2.21) :

$$\frac{\zeta}{\zeta - 1} = \frac{r^L(1 - j_0 - g_0)}{r^M(1 - k_0) + \delta g_0 + h_0 j_0 + (k_0/\beta - k_0)/(1 - \tau)} = 1,05.$$

Le taux de marge est donc de 5% ce qui implique une élasticité de substitution ζ égale à 21.

TAB. 2.1: Calibrage des paramètres

| Paramètre | Notation | Calibrage |
|---|-------------------------------|-----------|
| ▷ Equation du taux sur les crédits (équations (2.23)-(2.25)) | | |
| Taux sur les crédits à l'état stationnaire | r^L | 2,10% |
| Taux du marché monétaire à l'état stationnaire | r^M | 1,50% |
| Proportion des prêts non performants | j_0 | 7,00% |
| Proportion des prêts passés en charges | g_0 | 0,36% |
| Provisionnement des prêts non performants | h_0 | 4,70% |
| Contrainte réglementaire sur les fonds propres | k_0 | 4,00% |
| Proportion non anticipée des passations en charges | δ | 8,60% |
| Taux d'imposition | τ | 0,25 |
| Elasticité des prêts non performants à l' <i>output gap</i> | ω | 2,10 |
| Elasticité des passations en charges à l' <i>output gap</i> | θ | 0,22 |
| Taux de marge | $\frac{\zeta}{\zeta - 1} - 1$ | 0,05 |
| Taux d'actualisation | β | 0,99 |
| Système de capital buffer | η | 0,50 |
| ▷ Chocs sur les prêts non performants et les passations en charges | | |
| Autocorrélation du choc sur les prêts non performants | ρ_z | 0,69 |
| Autocorrélation du choc sur les passations en charges | ρ_v | 0,26 |

2.4.3.2 Equations IS, Phillips, règle de Taylor et demande agrégée de crédit

Le calibrage des paramètres de la relation IS (équation (2.26)), de la relation de Phillips (équation (2.27)), de la règle de Taylor (équation (2.28)) et de la demande agrégée de crédit (équation (2.22)) se base sur différents travaux empiriques.

Les poids associés aux composantes *forward looking* dans les dynamiques de la production (α_y dans la relation IS) et de l'inflation (γ_π dans la relation de Phillips) sont calibrés à 0,50. Ces valeurs sont proches de celles obtenues par Sahuc (2002) qui estime un modèle nouveau-keynésien standard à trois équations pour la zone euro. Le paramètre représentant l'élasticité au taux d'intérêt réel du marché monétaire dans la relation IS ($\alpha_{r,M}$) est également calibré d'après les estimations réalisées par Sahuc (2002). Ce paramètre est calibré à 0,06. Nous utilisons la même valeur de calibrage pour le paramètre représentant l'élasticité au taux d'intérêt réel sur les crédits dans la relation IS ($\alpha_{r,L}$). L'autocorrélation du choc de préférence (ρ_{ε_y}) affectant la courbe IS est calibré à 0,50²⁹. L'élasticité de l'inflation au coût marginal réel dans la relation de Phillips (γ_y) est calibrée à 0,01. Cette valeur est conforme aux estimations réalisées par Smets et Wouters (2003, 2005) sur la zone euro.

De nombreux travaux estiment une règle de Taylor pour évaluer le comportement de la BCE. Dans les estimations réalisées par Gerdesmeier et Roffia (2004), Mésonnier et Renne (2004), Hayo et Hofmann (2006) et Fendel et Frenkel (2006), la réaction de la banque centrale à l'inflation anticipée (ψ_π) prend des valeurs comprises entre 1,5 et 2. La réaction de la banque centrale à la production (ψ_y) prend quand à elle des valeurs comprises entre 0,50 et 0,75. Nous calibrons donc le paramètre ψ_π à 1,75 et le paramètre ψ_y à 0,60. Dans les différents travaux cités, l'inertie du taux d'intérêt du marché monétaire est attribuée intégralement au comportement de lissage de la banque centrale. Cette inertie est donc supposée endogène au comportement de la banque centrale et les estimations réalisées concluent généralement à un fort comportement de lissage

²⁹En annexe, nous présentons également les fonctions de réponse à un choc de préférence quand l'autocorrélation de ce choc (ρ_{ε_y}) est à 0,25 et à 0,85. Les implications de ces modifications portent juste sur la persistance des fonctions de réponse.

TAB. 2.2: Calibrage des paramètres (suite)

| Paramètre | Notation | Calibrage |
|--|------------------------|-----------|
| ▷ Relation IS (équation (2.26)) | | |
| Poids de la composante <i>forward looking</i> | α_y | 0,50 |
| Elasticité au taux d'intérêt réel du marché monétaire | α_{rM} | 0,06 |
| Elasticité au taux d'intérêt réel sur les crédits | α_{rL} | 0,06 |
| ▷ Relation de Phillips (équation (2.27)) | | |
| Poids de la composante <i>forward looking</i> | γ_π | 0,50 |
| Elasticité au coût marginal réel | γ_y | 0,01 |
| ▷ Règle de Taylor (équation (2.28)) | | |
| Comportement de lissage | ρ_{rM} | 0,70 |
| Réaction à l'inflation anticipée | ψ_π | 1,75 |
| Réaction à la production | ψ_y | 0,60 |
| ▷ Demande agrégée de crédit (équation (2.22)) | | |
| Elasticité à la production | ϕ_y | 1,48 |
| Elasticité au taux d'intérêt sur les crédits | ϕ_{rL} | 5,08 |
| ▷ Chocs de préférence et de politique monétaire | | |
| Autocorrélation du choc de préférence | ρ_{ε_y} | 0,50 |
| Autocorrélation du choc de politique monétaire | ρ_{ε_r} | 0,25 |

entre 0,80 et 0,95. Dans notre spécification de la règle de Taylor, nous considérons un choc autocorrélé. Cette autocorrélation du choc représente une seconde source d'inertie pour le taux d'intérêt du marché monétaire qui est exogène au comportement de la banque centrale (Rudebusch, 2005). Nous calibrons donc le comportement de lissage de la banque centrale ($\rho_{r,M}$) à 0,70 et l'autocorrélation du choc de politique monétaire (ρ_{ε_r}) à 0,25.

Le calibrage de l'équation de demande agrégée de crédit se base sur les estimations réalisées par Calza et al. (2006) qui estime pour la zone euro une relation similaire à l'équation (2.22). L'élasticité à la production de la demande agrégée de crédit (ϕ_y) est calibrée à 1,48 et l'élasticité au taux d'intérêt sur les crédits de la demande agrégée de crédit ($\phi_{r,L}$) est calibrée à 5,08.

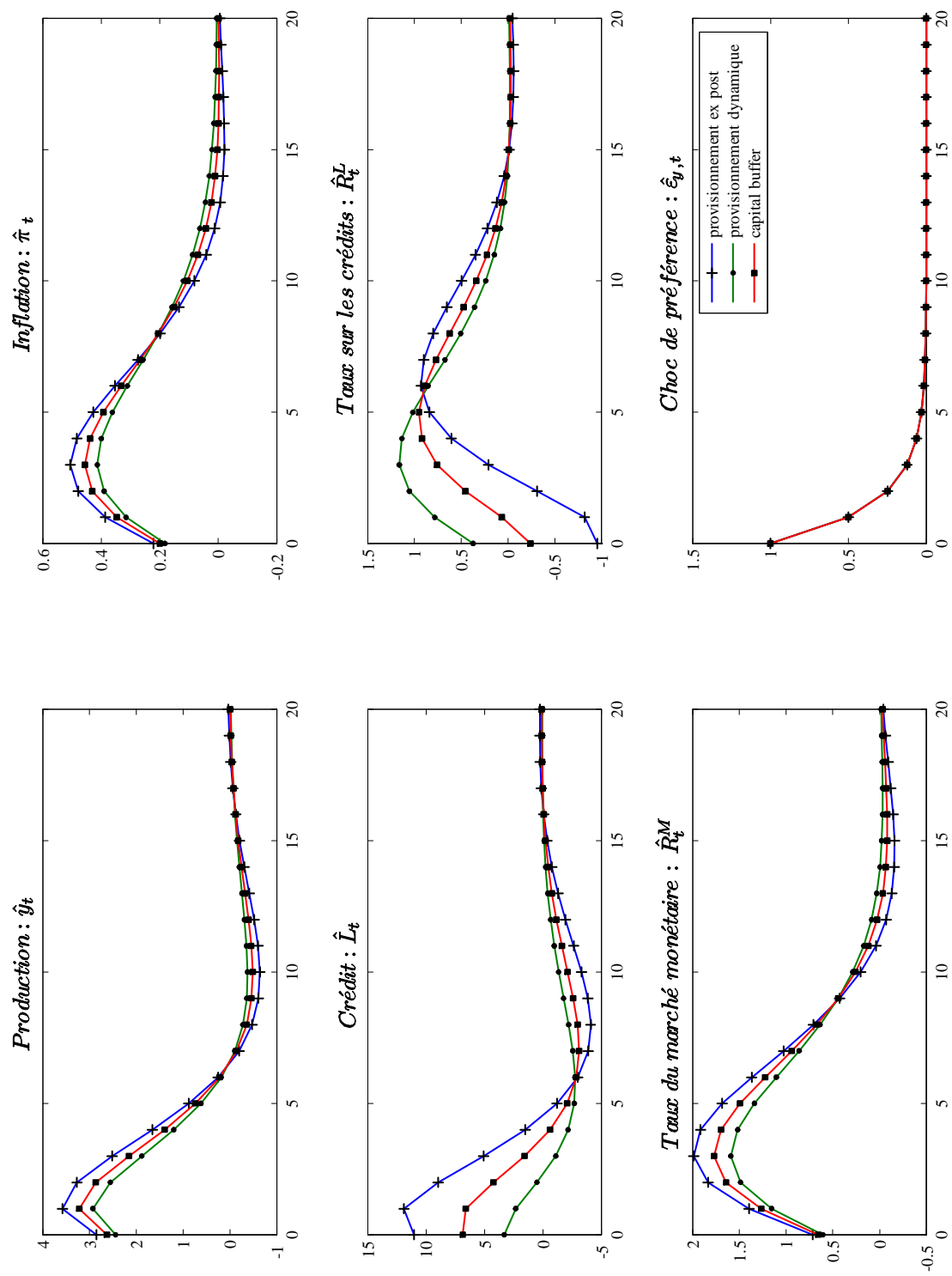
2.4.4 Fonctions de réponse

Sur le graphique 2-2, nous représentons les fonctions de réponse des variables du modèle à un choc de préférence ($\varepsilon_{y,t}$). Nous considérons un horizon de 20 périodes et nous représentons ces fonctions de réponse pour les trois différents systèmes de provisionnement envisagés.

Les réponses immédiates de la production (\hat{y}_t), de l'inflation ($\hat{\pi}_t$) et du taux du marché monétaire (\hat{r}_t^M) au choc de préférence sont de même ampleur dans les différents systèmes de provisionnement. L'accroissement immédiat de la production (résultant du choc de préférence) provoque une augmentation de l'inflation du fait de la hausse du coût marginal réel. Ces évolutions de la production et de l'inflation conduisent la banque centrale à ajuster à la hausse son taux d'intérêt. Au niveau du marché du crédit, les effets immédiats du choc de préférence sont sensiblement différents selon le système de provisionnement.

Dans le système de provisionnement dynamique, les évolutions du taux d'intérêt sur les crédits (\hat{r}_t^L) dépendent faiblement des modifications de la production. La réponse du taux d'intérêt sur les crédits au choc de préférence est donc positive et s'explique

FIG. 2-2: Fonctions de réponse à un choc de préférence



par la hausse du taux du marché monétaire. La réponse des crédits (\hat{L}_t) est déterminée par deux effets opposés dans la mesure où la dynamique de cette variable dépend positivement de la production et négativement du taux des crédits. L'effet associé aux évolutions de la production domine ; la réponse immédiate des crédits est positive.

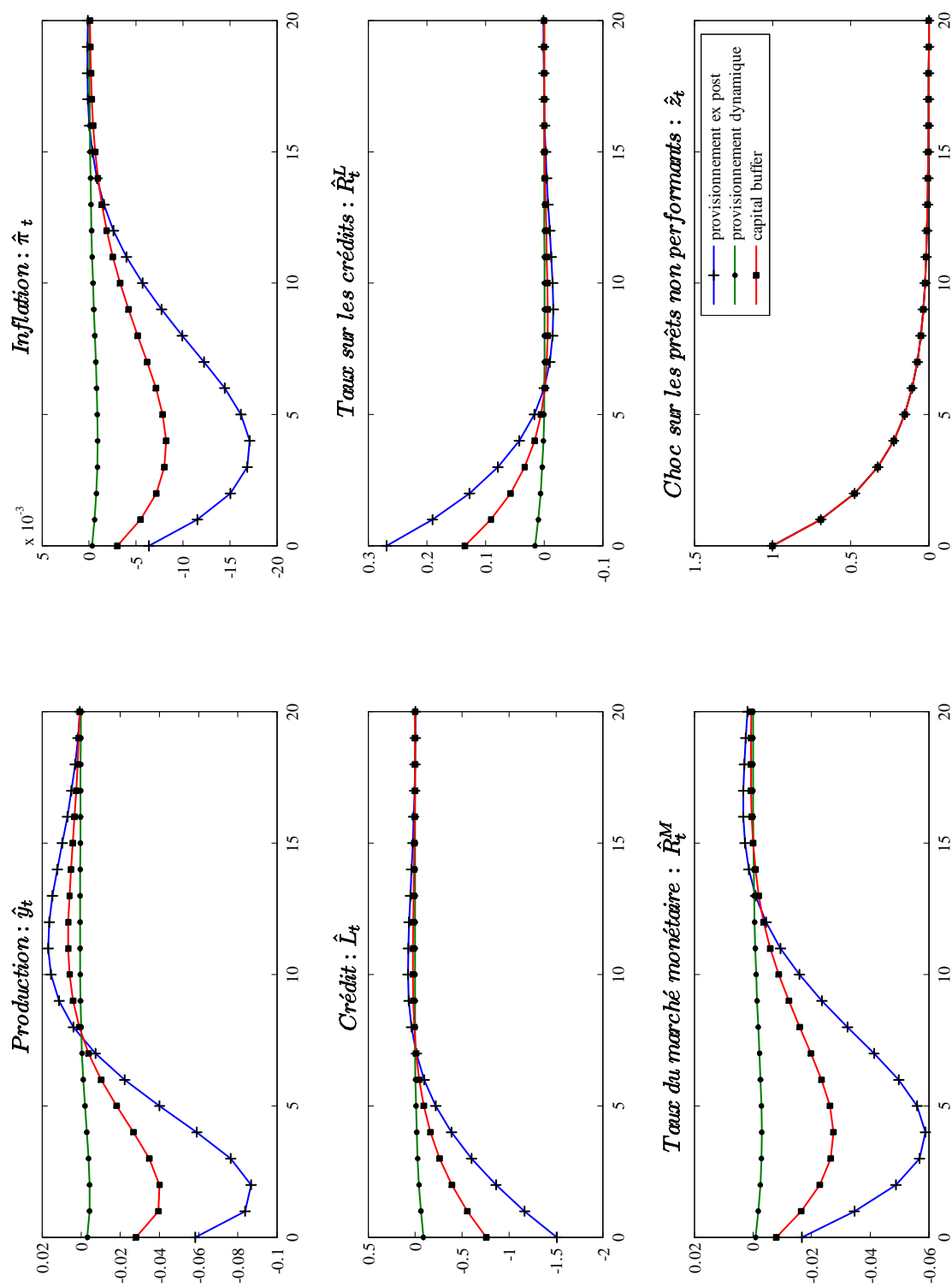
Dans le système de provisionnement *ex post*, le taux des crédits est fortement influencé par les évolutions de la production. La diminution des prêts non performants résultant d'une amélioration de la conjoncture économique conduit les banques à réduire leurs provisions pour pertes et à reporter cette réduction sur le taux des crédits. Cet effet domine largement la répercussion du taux du marché monétaire sur le taux des crédits. La réponse du taux sur les crédits à un choc de préférence est donc négative dans le système de provisionnement *ex post*. Par conséquent, l'accroissement de la production et la diminution du taux des crédits agissent dans le même sens sur les crédits distribués et conduisent à une réponse positive de forte ampleur de cette variable.

Ces réponses différentes, selon le système de provisionnement, du marché du crédit à un choc de préférence permettent d'illustrer l'effet procyclique d'un système de provisionnement *ex post*. Ce système crée un effet fortement expansif sur le marché du crédit qui n'est pas observé dans le cadre d'un système de provisionnement dynamique. Les effets du choc de préférence sont donc amplifiés dans le système de provisionnement *ex post*. Ainsi, sur les périodes suivant le choc, ce système conduit à des réponses de la production, de l'inflation et du taux du marché monétaire de plus forte ampleur.

Concernant le système de *capital buffer*, nous avons calibré de paramètre η à 0,50. Les fonctions de réponse obtenues dans le cadre de ce système se situent donc entre celles des deux autres systèmes de provisionnement. L'accumulation de fonds propres excédentaires permet de compenser la moitié de l'effet expansif créé par le système de provisionnement *ex post*.

Sur le graphique 2-3, nous représentons les fonctions de réponse des variables du modèle à un choc sur les prêts non performants (z_t). Ce choc a un effet quasiment nul sur le marché du crédit dans le cadre d'un système de provisionnement dynamique.

FIG. 2-3: Fonctions de réponse à un choc sur les prêts non performants



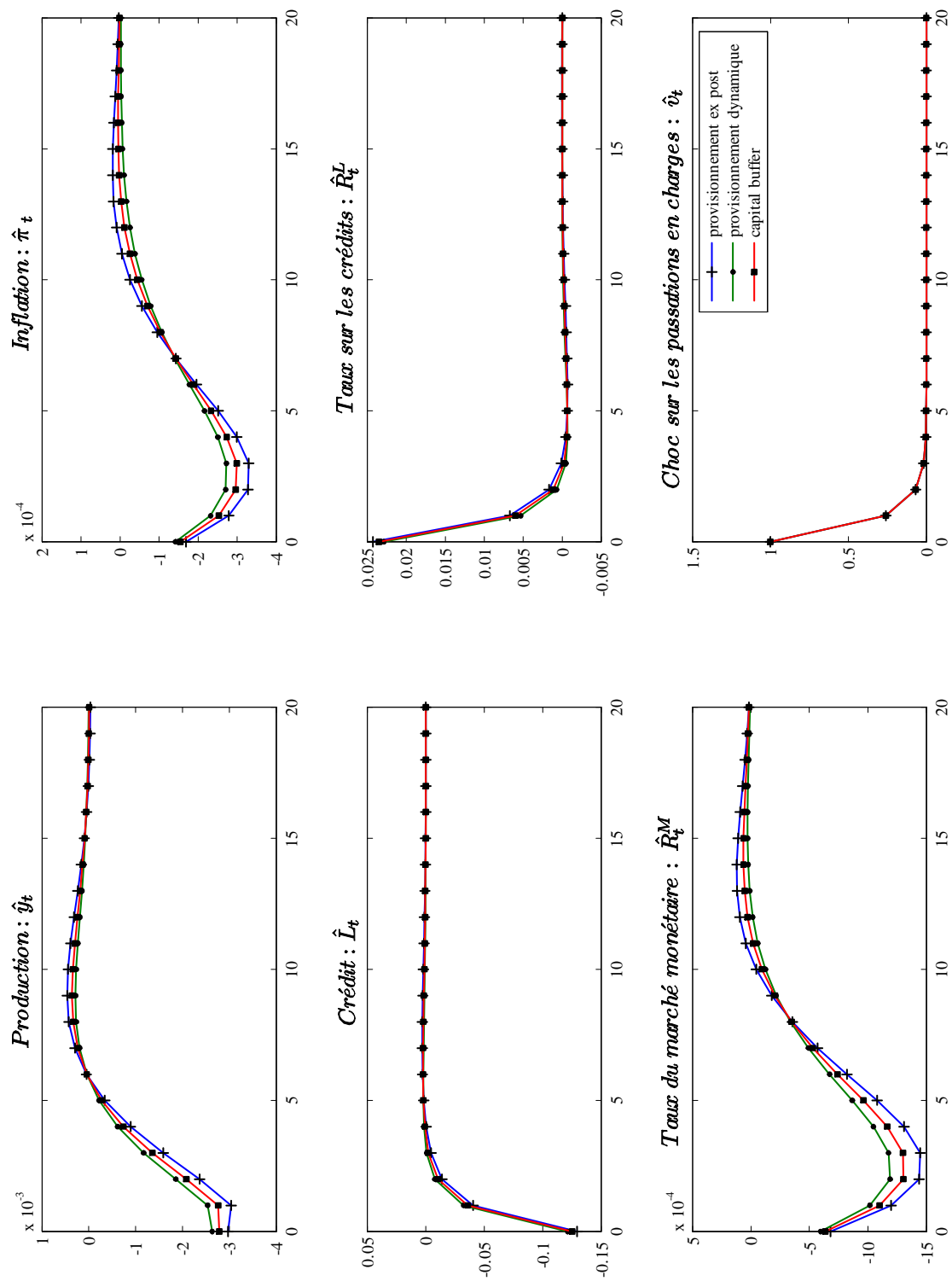
Aucun effet ne se propage donc sur les autres variables du modèle. Dans le système de provisionnement *ex post*, le choc sur les prêts non performants conduit les banques à accroître leurs provisions pour pertes, ce qui provoque un effet restrictif sur le marché du crédit : le taux des crédits augmente et les crédits distribués diminuent. Cet effet se transmet à la production qui à son tour renforce l'augmentation du taux des crédits et la contraction des crédits distribués. L'action de la banque centrale, consistant à ajuster à la baisse le taux du marché monétaire, permet de limiter l'effet récessif généré par le choc. Par ailleurs, le système de *capital buffer* se présente toujours comme une solution intermédiaire aux deux autres systèmes de provisionnement du fait du calibrage du paramètre η à 0,50.

Sur le graphique 2-4, nous représentons les fonctions de réponse des variables du modèle à un choc sur les passations en charges (v_t). Ce choc a des effets similaires dans les trois systèmes de provisionnement dans la mesure où les différences entre les systèmes ne portent pas sur les passations en charges. Nous pouvons également remarquer que les effets de ce choc sont nettement plus faibles que ceux d'un choc sur les prêts non performants. L'ampleur limitée des réponses des différentes variables du modèle s'explique en partie par le fait que la majorité des passations en charges soit anticipée. Les effets générés par les pertes de crédit se manifestent donc principalement à travers les provisions constituées par les banques et non pas à travers les passations en charges.

Sur le graphique 2-5, nous représentons les fonctions de réponse des variables du modèle à un choc de politique monétaire ($\varepsilon_{r,t}$). Ce choc a des effets immédiats sur le taux du marché monétaire, la production et l'inflation qui sont similaires dans les trois systèmes de provisionnement. L'augmentation immédiate du taux du marché monétaire (provoquée par le choc) a un effet récessif sur la production et un effet négatif sur l'inflation³⁰. Les premières différences entre les systèmes de provisionnement se mani-

³⁰Nous pouvons remarquer qu'en pratique, les effets d'un choc de politique monétaire ne se manifestent pas immédiatement sur la production et l'inflation. Pour reproduire ce décalage des effets d'un

FIG. 2-4: Fonctions de réponse à un choc sur les passations en charges

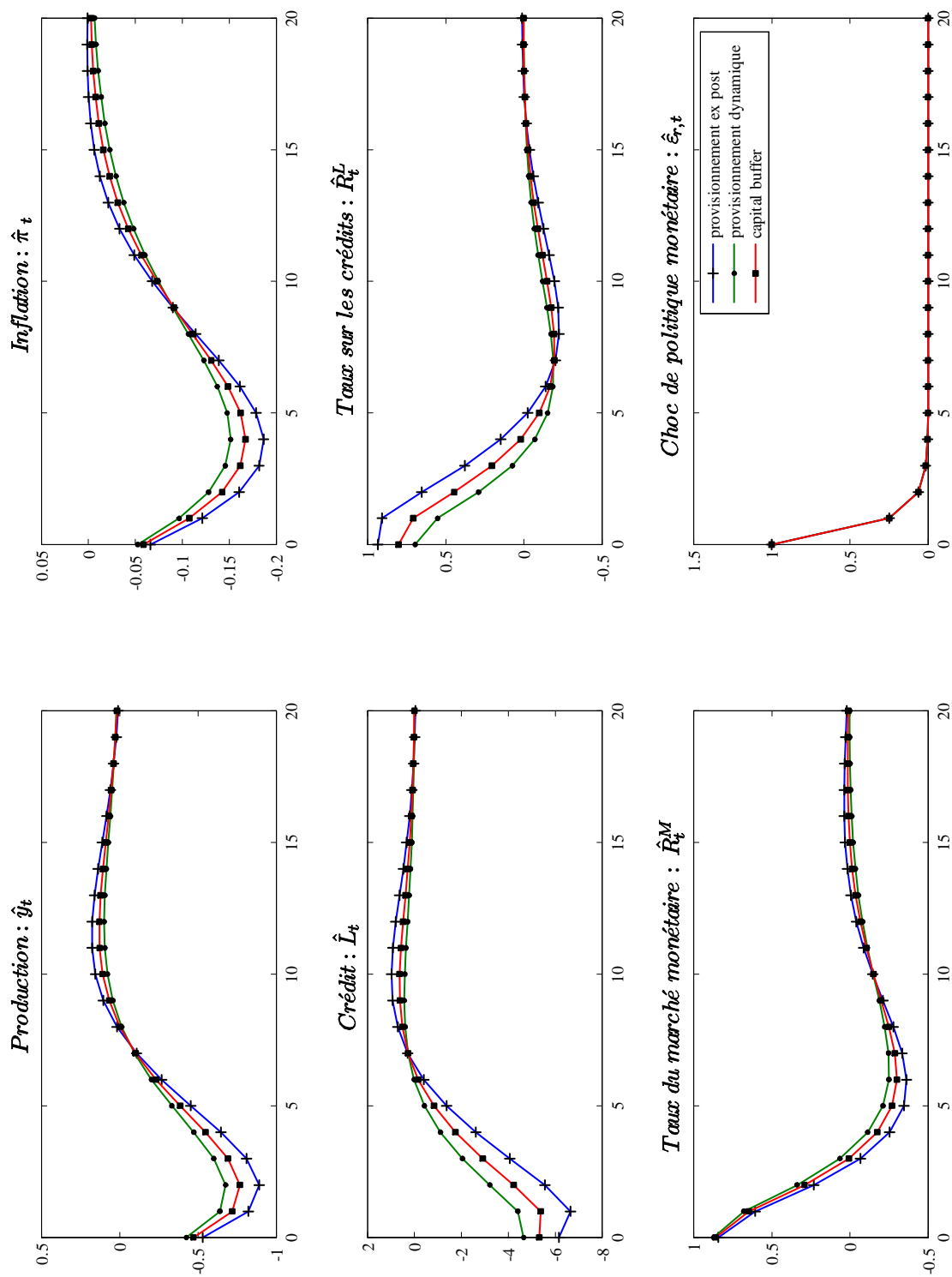


festent au niveau des réactions immédiates du marché du crédit au choc de politique monétaire.

Dans le système de provisionnement dynamique, la réaction positive du taux des crédits s'explique par la répercussion de la hausse du taux du marché monétaire. Dans le système de provisionnement *ex post*, un effet supplémentaire se manifeste. La contraction de la production s'accompagne d'une augmentation des prêts non performants et donc des provisions réalisées par les banques. Cette hausse est répercutée sur le taux des crédits. L'effet récessif sur le marché du crédit et sur la production provoqué par le choc de politique monétaire est donc plus prononcé dans le système de provisionnement *ex post*. Ce résultat met en évidence l'existence d'un canal des provisions bancaires dans la transmission des effets de la politique monétaire. La plus grande sensibilité des profits de la banque à la conjoncture économique dans le cadre d'un système de provisionnement *ex post* amplifie les effets générés par un choc de politique monétaire.

choc de politique monétaire, il faudrait supposer que la production et l'inflation sont des variables prédéterminées, c'est-à-dire qu'elles sont déterminées avant l'occurrence du choc. Nous représentons en annexe les fonctions de réponses à un choc de politique monétaire obtenues quand la production et l'inflation sont prédéterminées dans le modèle. Les conclusions auxquelles nous parvenons ne sont pas modifiées.

FIG. 2-5: Fonctions de réponse à un choc de politique monétaire



2.5 Implications pour la politique réglementaire

Les implications du modèle portent sur les enjeux en matière de stabilité du système bancaire d’une modification de la réglementation des provisions pour pertes. Une réforme visant à remplacer un système de provisionnement *ex post* par un système de provisionnement dynamique permettrait d’améliorer la stabilité financière et permettrait également de compléter et renforcer les effets de la réglementation sur les fonds propres. Le provisionnement dynamique n’est cependant pas la seule option envisageable pour réformer le provisionnement *ex post*.

2.5.1 Réglementation prudentielle et provisionnement

La réglementation sur les fonds propres n’est pas la seule contrainte institutionnelle pouvant amplifier les évolutions cycliques observées sur le marché du crédit. Les règles comptables sur les provisions pour pertes apparaissent également importantes. Le modèle développé montre ainsi qu’un système de provisionnement strictement *ex post* contribue à amplifier les fluctuations sur le marché du crédit.

En Europe, les systèmes de provisionnement sont qualifiés de systèmes *ex post* (à l’exception de l’Espagne depuis 2000) mais ces systèmes ne sont pas strictement *ex post* au sens de ce que nous considérons dans le modèle théorique. Les règles de provisionnement ne sont pas aussi “mécaniques” que celles considérées dans le modèle. Les banques ont ainsi la possibilité de développer un certain nombre de comportements discrétionnaires dans la constitution de leurs provisions pour pertes, comme par exemple à des fins de lissage du revenu, comme cela a été discuté précédemment.

Malgré l’existence de ces comportements discrétionnaires, la littérature portant sur les provisions pour pertes conclut à une évolution contracyclique des provisions. L’évolution contracyclique du ratio entre les provisions pour pertes et les crédits accordés par le secteur bancaire est notamment illustrée pour la France (Clerc et al., 2001), l’Autriche (Arpa et al., 2001), l’Espagne (Fernandez de Lis et al., 2001) ou encore pour

le Royaume-Uni (Pain, 2003). Nous pouvons donc considérer que les banques sont amenées à sous-provisionner leurs pertes attendues pendant les phases de forte croissance économique. Cette baisse des coûts liés à l'activité de crédit peut inciter les banques à relâcher leurs standards et à accroître les crédits distribués. Inversement, pendant les phases de ralentissement économique, les banques sont amenées à constituer la majeure partie de leurs provisions pour pertes. Cette augmentation des coûts associés à l'activité de crédit peut conduire les banques à contracter les crédits distribués. Cette augmentation des provisions pour pertes peut également directement peser sur l'évolution des fonds propres des banques si ces dernières enregistrent des pertes. Dans une telle situation, les fonds propres sont finalement utilisés pour couvrir les pertes non attendues ainsi qu'une partie des pertes attendues, ce qui accroît la probabilité que la contrainte réglementaire soit saturée. Un système de provisionnement *ex post* peut donc favoriser les situations de *capital crunch* et remettre en cause l'efficacité de la réglementation sur les fonds propres en tant qu'indicateur de solvabilité du système bancaire.

Les bénéfices, en matière de stabilité du système bancaire, pouvant être retirés de l'accord de Bâle 2 risquent ainsi de ne pas être complets si les systèmes de provisionnement n'assurent pas une couverture rigoureuse des pertes attendues. Un quatrième pilier, le pilier comptable, pourrait apparaître légitime pour améliorer le nouveau dispositif de réglementation des fonds propres. Un système de provisionnement dynamique, qui serait au coeur de ce quatrième pilier, permettrait d'améliorer la cohérence entre les aspects prudeniels et les aspects comptables de la réglementation bancaire. La mise en oeuvre d'une harmonisation des pratiques comptables en matière de provisionnement s'imposerait ainsi comme une première étape.

2.5.2 Comptabilité en juste valeur et provisionnement

Parallèlement aux efforts d'harmonisation internationale et d'amélioration de la réglementation sur les fonds propres, le Conseil des normes comptables internationales

(*International Accounting Standards Board*, IASB³¹) a travaillé à l'élaboration d'un système de normes comptables à vocation internationale. Ce système a pour but de renforcer l'harmonisation de la présentation des activités et des résultats des entreprises et ainsi d'améliorer la comparabilité et la transparence des comptes publiés par les entreprises. Les propositions de l'IASB sont élaborées par le *Joint Working Group of Standard Setters* (JWG) regroupant l'IASB et les organismes nationaux de normalisation comptable. Les normes élaborées étaient initialement intitulées IAS (*international accounting standards*) et prennent désormais le nom d'IFRS (*international financial reporting standards*)³². Les normes comptables élaborées par l'IASB ont pour but de faire apparaître la valeur instantanée des entreprises, y compris des banques. Pour cela, l'IASB propose de changer profondément les principes comptables traditionnels en généralisant la méthode de l'évaluation en juste valeur des actifs et des passifs financiers³³. Cette évaluation en juste valeur nécessite un recours accru aux valeurs de marché ou à des modèles pour évaluer les éléments du bilan. L'IASB souhaiterait à terme que les entreprises appliquent un modèle de juste valeur généralisée (*full fair value*), dans lequel l'évaluation en juste valeur serait appliquée à l'intégralité des instruments financiers enregistrés dans les bilans. L'évaluation au coût historique (correspondant au coût d'acquisition) des éléments du portefeuille bancaire (portefeuilles de prêts et d'investissements détenus jusqu'à leur échéance) serait donc abandonnée.

³¹Avant 2001, l'IASB portait le nom d'*International Accounting Standards Committee* (IASC).

³²Les normes IAS restent en vigueur avec leur nom originel tant qu'elles ne sont pas remplacées par une nouvelle norme IFRS. Par la suite, nous utiliserons le terme norme IAS pour se référer à l'ensemble des normes établies par l'IASB.

³³La juste valeur est définie par la norme IAS 32 comme le montant pour lequel un actif pourrait être échangé, ou un passif éteint, entre des parties bien informées et consentantes dans le cadre d'une transaction effectuée dans des conditions de concurrence normale. Amis et Rospars (2005) reprennent la hiérarchie des différentes méthodes de détermination de la juste valeur : (i) le cours de cotation pour un instrument coté sur un marché actif est la meilleure indication de la juste valeur ; (ii) lorsque le cours de cotation n'est pas disponible pour un instrument coté sur un marché actif, le prix de la transaction la plus récente peut fournir une indication de la juste valeur ; (iii) si les conditions de marché ont changé depuis la transaction la plus récente, l'entité détermine la juste valeur par référence à des instruments financiers similaires ; (iv) s'il n'existe pas de marché actif pour un instrument financier, l'entité détermine la juste valeur en utilisant une technique de valorisation ; (v) enfin, s'il n'existe pas de marché actif pour un instrument financier, et s'il n'est pas possible de déterminer sa juste valeur de manière fiable, cet instrument financier doit alors être valorisé à son coût historique, net de dépréciation s'il y a lieu.

2.5.2.1 Considérations défavorables portées aux évaluations en juste valeur

La proposition en décembre 2000 par l'IASC d'un modèle de *full fair value* (JWGSS, 2000), conduisant à une évaluation en juste valeur de tous les instruments financiers, c'est-à-dire à la quasi-intégralité des bilans des établissements de crédit, a été écartée compte tenu des avis défavorables exprimés par les régulateurs et la profession bancaire (Jackson et Lodge, 2000 ; Chisnall, 2000 ; BCE, 2001 ; Oung, 2001). Les principales critiques portent sur les méthodes de valorisation utilisées pour parvenir à une évaluation en juste valeur des instruments non négociables. De plus, une utilisation généralisée de la juste valeur pourrait accroître la volatilité des résultats des banques³⁴.

Un premier groupe de remarques porte donc sur les difficultés pour parvenir à une évaluation en juste valeur des instruments non négociables. L'évaluation en juste valeur du portefeuille bancaire reposerait avant tout sur l'utilisation de modèles internes de valorisation, dans la mesure où les éléments du portefeuille bancaire sont gérés à moyen et long terme et ne sont donc pas négociés activement sur des marchés, ou ne le sont que rarement. Cependant, ces modèles ne peuvent pas rendre compte de la nature économique de la banque (Berger et al, 1991). Le rôle spécifique de la banque consiste à résoudre des asymétries d'informations et ainsi de permettre le financement de projets qui ne pourraient pas être financés sur le marché (Leland et Pyle, 1977 ; Diamond, 1984). Ainsi, il paraît difficile d'évaluer les avantages d'information et de monitoring spécifiques aux banques, d'autant plus que les banques ne sont pas incitées à révéler dans leurs rapports comptables leurs informations privées. La BCE a également mis en avant le manque de fiabilité des méthodes de valorisation des instruments non négociables compte tenu de l'absence de modèle unanimement accepté (BCE, 2001). Enfin, les modèles d'évaluation internes sont propres à chaque banque, ce qui peut aller à

³⁴La réticence des autorités de supervision bancaire en ce qui concerne la comptabilité en juste valeur n'est pas nouvelle. Durant le début des années 90, ce débat opposait par exemple la *Securities and Exchange Commission* (SEC) et la *Federal Reserve* aux Etats-Unis. Pour une vision large des arguments de ce débat, voir Pollin (1993).

l'encontre des objectifs de comparabilité et de transparence initialement recherchés par l'application d'un modèle de *full fair value* (BCE, 2001 ; Oung, 2001 ; Mathérat, 2003).

Un second groupe de remarques portait sur l'accroissement de volatilité qu'impliquerait une utilisation généralisée de la juste valeur. L'évaluation du portefeuille bancaire en juste valeur provoquerait une variabilité accrue de la valeur d'éléments détenus dans une perspective de moyen et long terme. Cette variabilité découlerait des modèles d'évaluation utilisés. L'évaluation du portefeuille bancaire en juste valeur serait obtenue en calculant la valeur actuelle nette des flux de trésorerie anticipés. Cette méthode d'évaluation nécessite de prendre en compte en particulier la durée de vie résiduelle de l'instrument évalué ainsi qu'un taux d'actualisation correspondant au taux sans risque plus une prime de risque. Un choc de taux d'intérêt affectant le taux d'actualisation modifierait donc la juste valeur de l'instrument évalué. La volatilité des résultats et des fonds propres qui en résulterait ne serait qu'artificielle et ne reflèterait pas une réalité économique dans la mesure où les éléments du portefeuille bancaire sont généralement détenus jusqu'à l'échéance et ne représentent pas un risque de taux tant que leur financement est assuré (BCE, 2004 ; Enria 2004). Plus généralement, Barth et al (1995), avec un échantillon de banques américaines, et Bernard et al (1995), avec un échantillon de banques danoises, montrent que le recours à des évaluations en juste valeur se traduit par un accroissement de la volatilité des résultats par rapport à l'utilisation d'évaluations en coût historique. Barth et al (1995) montrent également que l'adoption de la juste valeur conduirait les banques à violer plus fréquemment les exigences réglementaires en fonds propres.

Compte tenu de l'inadaptabilité de la juste valeur pour rendre compte des spécificités de la fonction bancaire et de l'accroissement de volatilité pouvant résulter de la juste valeur, les banques pourraient souhaiter prendre moins de risques dans un tel système comptable. Cela pourrait se traduire par la détention d'un portefeuille plus important d'actifs non risqués (comme des titres d'État), par la restriction de financements à long terme et à taux fixe, ou encore par des conditions plus strictes appliquées aux emprunteurs dont la qualité de signature est moins stable (comme des petites et

moyennes entreprises). L'évaluation du portefeuille bancaire en juste valeur pourrait ainsi favoriser la désintermédiation en sous-entendant que les banques sont davantage des gestionnaires de portefeuilles de titres que des gestionnaires d'informations et de suivi des risques (Berger et al, 1991, Oung, 2001 ; Mathérat, 2003 ; BCE, 2004 ; Freixas et Tsomocos, 2004 ; Chtourou, 2006).

Afin de rendre son projet plus consensuel, l'IASB a donc été contrainte de s'orienter vers la proposition d'un système mixte d'évaluation des instruments financiers. Ce système mixte combine des références aux valeurs de marché pour le portefeuille de négociation et des références au coût historique pour le portefeuille bancaire. La norme IAS 25 permet toutefois d'évaluer les éléments du portefeuille bancaire à leur valeur de marché lorsque celle-ci est inférieure au coût historique (disposition du *lower of cost on market*, LOCOM). L'application du LOCOM est en accord avec le principe de prudence qui consiste à intégrer les moins-values latentes mais pas les plus-values latentes dans les résultats. La norme IAS 39 propose malgré tout d'étendre le recours aux valeurs de marché (et aux valeurs de modèle en l'absence de valeur de marché) à de nombreux instruments financiers. Cela concerne notamment les instruments financiers dérivés, les actifs couverts par des instruments financiers dérivés dont le mode de valorisation comptable s'aligne sur celui du dérivé, et les actifs disponibles à la vente.

2.5.2.2 Adoption des normes IAS et filtres prudentiels

La Commission européenne, assistée par le Comité de réglementation comptable (*Accounting Regulatory Committee*, ARC), a décidé en septembre 2002 d'adopter l'ensemble des normes comptables internationales proposées par l'IASB dans leurs versions de septembre 2002, à l'exception des normes IAS 32 (concernant la présentation et la publication des instruments financiers) et IAS 39 (concernant la comptabilisation et l'évaluation des instruments financiers) afin d'instaurer un cadre comptable unique européen. L'IASB a apporté des révisions aux normes IAS 32 et 39 mais ces modifications n'ont pas complètement satisfaites l'ARC. En novembre 2004, en accord avec

les recommandations de l'ARC, la Commission européenne a adopté temporairement et partiellement la norme IAS 39, en supprimant notamment certaines dispositions relatives à l'évaluation en juste valeur des passifs financiers. De plus, la Commission européenne a demandé à l'IASB de parvenir à une solution consensuelle avec les parties prenantes (comité de Bâle, Banque centrale européenne et profession bancaire en Europe). L'IASB a ainsi publié en juin 2005 une version révisée de l'option juste valeur, adoptée par l'Union européenne. Les normes IAS sont entrées en vigueur à partir du premier janvier 2005 (comme cela était prévu depuis 2002) alors même que les normes IAS 32 et 39 faisaient encore l'objet de controverses. Ces normes doivent être appliquées de manière obligatoire pour les comptes consolidés des entreprises cotées sur un marché européen. Les Etats membres sont libres de demander aux entreprises non cotées d'appliquer ces normes ou de demander que ces normes soient appliquées sur les comptes individuels.

La mise en place des normes IAS s'est accompagnée d'une réaction concertée des régulateurs et superviseurs bancaires au nom du principe de prudence. Cette réaction s'est traduite par l'élaboration et la mise en oeuvre de filtres prudentiels³⁵ (Amis et Rospars, 2005). En effet, le recours à la juste valeur pour parvenir à une évaluation de la valeur instantanée des entreprises conduit à un traitement identique des plus-values latentes et des moins-values latentes dans le cadre des normes IAS. Selon les différents dispositifs, les plus-values seront soit intégrées dans les comptes de résultat avec les activités courantes de l'établissement, soit directement imputées sur les fonds propres. Cependant, ces plus-values, par définition, ne sont pas encore réalisées, n'ont pas un caractère définitif et peuvent être associées à des positions non liquides. Ce traitement des plus-values latentes va à l'encontre de la réglementation prudentielle internationale. Cette dernière reconnaît les moins-values latentes alors que les plus-values latentes

³⁵Ces filtres prudentiels correspondent à des retraitements prudentiels des données comptables établies en normes IAS. Ces retraitements consistent principalement en des changements de classification (entre portefeuille de négociation et portefeuille bancaire, entre dettes et capitaux propres) ou de valorisation des instruments financiers.

sont intégrées seulement pour des instruments liquides activement négociés sur des marchés profonds. Ce principe de prudence adopté dans la réglementation prudentielle internationale permet de parvenir à une évaluation précise des fonds propres en matière de gestion des risques. Les fonds propres prudentiels évalués sont ainsi permanents, disponibles rapidement pour absorber les pertes, fiables et incontestables dans leur montant. L'objectif des filtres prudentiels est de neutraliser l'impact positif sur les fonds propres que pourrait avoir l'évaluation en juste valeur de certaines opérations. Les fonds propres prudentiels conservent ainsi leurs caractéristiques en accord avec le principe de prudence. Les retraitements prudentiels des données comptables établies en normes IAS permettent également une égalité de traitement entre les établissements, dans la mesure où l'utilisation de ces normes n'est pas généralisée à l'ensemble des entreprises.

2.5.2.3 Traitement des provisions pour pertes par les normes IAS

Dans le cadre des normes IAS, une attention particulière est accordée aux règles de provisionnement. La logique comptable de l'IASB n'est pas fondée sur la notion de pertes probables non avérées, qui est à la base des provisions générales et plus généralement à la base d'un système de provisionnement dynamique. Ainsi, les provisions générales sont perçues par l'IASB comme un moyen d'utiliser et de détourner les règles comptables de provisionnement dans le cadre de comportements discrétionnaires n'ayant pas pour finalité la couverture des pertes. L'IASB privilégie la notion de pertes avérées pour justifier la constitution de provisions, ce qui nécessite l'occurrence d'événements laissant supposer qu'il existe une probabilité de dégradation de la qualité du crédit. La notion de pertes avérées considérée par l'IASB diffère toutefois sensiblement de l'approche rétrospective ou *ex post* à la base des provisions spécifiques. Ces dernières se basent ainsi sur des événements "réels" précis traduisant une détérioration de la qualité de signature, comme par exemple un défaut ou un retard dans le paiement des intérêts. Dans le cadre d'évaluations en juste valeur, l'IASB privilégierait une approche prospective ou *ex ante* pour déterminer la qualité des crédits prenant en compte tous

les événements pouvant conduire à une variation des flux financiers anticipés, comme par exemple un abaissement de notation. Le provisionnement du portefeuille de crédits serait donc égal à la différence entre la valeur historique et la valeur actuelle des flux futurs anticipés, de façon à ce que la valeur du portefeuille de crédits nets soit enregistrée à sa juste valeur.

L'IASB a cependant été amenée à réviser ses propositions concernant les règles de provisionnement afin de parvenir à des suggestions plus consensuelles avec les positions des régulateurs bancaires. Ainsi, une disposition relative au provisionnement collectif a été introduite dans la norme IAS 39. Cette disposition, fondée sur une approche statistique, permet la couverture de pertes sur des encours non encore identifiés spécifiquement comme douteux au plan comptable.

Malgré l'approche prospective des règles de provisionnement considérée par l'IASB et malgré l'introduction d'un provisionnement collectif, l'évaluation en juste valeur des prêts conduirait à une évolution contracyclique des provisions pour pertes. Cette évolution contracyclique serait moins prononcée que dans un système *ex post* mais resterait significative. Pendant une phase d'expansion économique, la juste valeur des prêts resterait proche de leur valeur historique, ce qui limiterait le montant de provisions pour pertes à constituer. L'amélioration des conditions économiques se traduirait en effet par une valeur actuelle des flux futurs anticipés élevée. Inversement, un ralentissement économique conduirait à une diminution de la juste valeur des prêts et nécessiterait la constitution de provisions pour pertes. Ainsi, le système de provisionnement *ex ante* proposé dans le cadre d'un modèle de *full fair value*, comme un modèle de provisionnement *ex post*, occasionnerait une couverture imparfaite des pertes attendues au cours du cycle économique. Les aspects bénéfiques d'un système de provisionnement dynamique pour réduire la variabilité du revenu des banques et plus généralement pour avoir une vision anticipatrice de l'évolution des risques ne seraient donc pas obtenus dans le cadre d'un modèle de *full fair value*. Le projet soutenu par l'IASB serait au contraire plus enclin à renforcer le comportement procyclique d'offre de crédit des banques en amplifiant les effets de chocs (Flandrin-Le Maire, 2003 ; Enria, 2004).

Un système de provisionnement dynamique apparaît donc comme une solution alternative au modèle de *full fair value* pour l'évaluation du portefeuille de prêts. Plus précisément, la stabilité financière recherchée dans le cadre d'un système de provisionnement dynamique peut apparaître plus légitime pour les régulateurs bancaires que la discipline de marché recherchée par un modèle de *full fair value*. Cependant, les régulateurs bancaires n'ont pas élaboré un projet concerté sur le provisionnement dynamique pouvant servir d'alternative concrète aux propositions de l'IASB. La mise à l'ordre du jour par le Comité de Bâle d'un projet de provisionnement dynamique dans le cadre de l'Accounting Task Force³⁶ serait donc un moyen pour parvenir à une alternative concrète. La proposition d'un projet d'harmonisation des pratiques comptables de provisionnement basé sur un principe de cohérence entre les aspects prudentiels et les aspects comptables de la réglementation bancaire serait en effet la stratégie la plus efficace pour s'opposer au projet de *full fair value* de l'IASB.

Conclusion

Les réflexions menées par le Comité de Bâle et auxquels ont participé globalement les régulateurs bancaires nationaux, la profession bancaire ainsi que le monde universitaire, ont permis de parvenir à une harmonisation internationale de la réglementation sur les fonds propres en 1988 avec l'accord de Bâle. Le principal objectif de cette réglementation était d'accroître les fonds propres détenus par les banques afin de renforcer la solvabilité des systèmes bancaires. La mise en place de l'accord de Bâle durant les années 1990 s'est bien traduite par un accroissement des fonds propres détenus par les banques mais certaines limites du dispositif réglementaire sont apparues. L'élaboration par le Comité de Bâle d'un accord de Bâle 2 a pour but de répondre à ces limites en parvenant à une norme en fonds propres plus flexible et plus sensible au risque.

³⁶L'Accounting Task Force correspond au groupe de concertation entre le Comité de Bâle et l'IASB.

L'élaboration et la mise en place des accords de Bâle ont été accompagnées par une littérature importante montrant que l'introduction d'une norme réglementaire en fonds propres affecte le fonctionnement du système bancaire. La récession du début des années 1990 aux Etats-Unis illustre par exemple que la contrainte réglementaire sur les fonds propres peut conduire à une situation de *capital crunch* ainsi qu'à une perte d'efficacité de la politique monétaire (Bernanke et Lown, 1991). Les effets de la contrainte réglementaire sur les fonds propres peuvent également se manifester à travers un canal du capital bancaire de la politique monétaire (Van den Heuvel, 2002) ou encore à travers un accélérateur financier par le capital bancaire (Chami et Cosimano, 2001). Des critiques ont aussi été formulées spécifiquement sur le dispositif développé par le Comité de Bâle, notamment sur la procyclicité accrue que pourrait générer l'accord de Bâle 2 (Béranger et Teïletche, 2003). Ces critiques ont généralement alimenté les réflexions menées par le Comité de Bâle.

Une moins grande attention a été accordée par le Comité de Bâle aux règles comptables de provisionnement. Les études portant sur les systèmes de provisionnement concluent à une évolution contracyclique des provisions pour pertes (Laeven et Majnoni, 2003 ; Bikker, 2004 ; Bikker et Metzmakers, 2005). Cette caractéristique résulte des règles de provisionnement *ex post* appliquées et se traduit par une couverture imparfaite des pertes attendues au cours du cycle économique. Nous avons développé dans ce chapitre un modèle théorique permettant d'analyser l'effet des règles de provisionnement sur les fluctuations du marché du crédit. Ainsi, il apparaît dans le modèle que des règles de provisionnement *ex post*, à travers une évaluation contracyclique des pertes attendues, renforcent le caractère procyclique des crédits distribués par les banques. Un système de provisionnement dynamique, se basant sur une approche prospective du risque de crédit et évaluant les pertes attendues sur l'ensemble du cycle économique, permettrait d'éliminer cet effet procyclique. La constitution d'un « matelas » de fonds propres au-delà du niveau minimum réglementaire représente une solution alternative au système de provisionnement dynamique pour parvenir à une couverture rigoureuse

des pertes attendues. Cependant, il n'apparaît pas aisé pour une banque de mettre en place ce type de pratique.

Le provisionnement dynamique apparaît ainsi comme un outil intéressant pour renforcer la stabilité du système bancaire. L'adoption par les régulateurs bancaires d'un tel système permettrait également de compléter le dispositif réglementaire sur les fonds propres. En effet, une norme en fonds propres fondée sur la couverture des pertes non attendues permettant de garantir la solvabilité des systèmes bancaires est pertinente uniquement si la couverture des pertes attendues est assurée par le système de provisionnement. Un système de provisionnement dynamique permettrait donc d'améliorer la cohérence entre les aspects prudentiels et les aspects comptables de la réglementation bancaire.

L'intérêt porté par les régulateurs bancaires aux aspects comptables a pris de l'importance ces dernières années suite aux initiatives prises par l'IASB. L'IASB souhaiterait en particulier des pratiques harmonisées et davantage prospectives en matière de provisionnement. L'approche prospective envisagée par l'IASB ne repose cependant pas sur la notion de pertes probables non avérées caractérisant un système de provisionnement dynamique. L'IASB privilégie au contraire une évaluation en juste valeur des prêts afin d'en déduire les pertes avérées. Cette approche ne réduirait qu'en partie l'évolution contracyclique des provisions pour pertes observée dans un système *ex post* dans la mesure où l'évaluation en juste valeur des prêts serait procyclique. Ce positionnement de l'IASB pourrait inciter les régulateurs bancaires à également se positionner et à faire des propositions en matière d'harmonisation et d'amélioration des pratiques de provisionnement. Les aspects bénéfiques d'un système de provisionnement dynamique ont déjà été soulignés par différents régulateurs et l'Espagne a décidé d'adopter un tel système. Cependant, ces réflexions n'ont pas encore abouti à l'élaboration d'un projet concerté (comme cela a été le cas avec les filtres prudentiels) pouvant servir d'alternative au projet avancé par l'IASB.

Annexe du Chapitre 2

A Résolution des programmes

A.1 Le système de provisionnement ex post

Le programme de la banque s'écrit :

$$\max_{\{r_{i,t}^L\}_{t=0}^{\infty}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Delta_t,$$

avec :

$$\begin{aligned} \Delta_t = & (1 - \tau) [r_{i,t}^L L_{i,t} (1 - j_0(y_t/y)^{-\omega} z_t - g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t) - r_t^M D_{i,t} \\ & - h_0 L_{i,t} j_0(y_t/y)^{-\omega} z_t - \delta L_{i,t} g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t] + k_0 L_{i,t} - k_0 L_{i,t+1}, \end{aligned}$$

sous les contraintes :

$$D_{i,t} = L_{i,t} - LLR_{i,t-1} - h_0 L_{i,t-1} j_0(y_{t-1}/y)^{-\omega} z_{t-1} + (1 - \delta) L_{i,t-1} g_0(y_{t-1}/y)^{-\theta} v_{t-1} - k_0 L_{i,t},$$

et :

$$L_{i,t} = \left(\frac{r_{i,t}^L}{r_t^L} \right)^{-\zeta} L_t.$$

La CPO associée au choix du taux d'intérêt sur les crédits est donnée par :

$$\begin{aligned} 0 = & (1 - \tau) \{ (1 - \zeta) (r_{i,t}^L)^{-\zeta} (r_t^L)^{\zeta} L_t (1 - j_0(y_t/y)^{-\omega} z_t - g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t) \\ & + r_t^M (1 - k_0) \zeta (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^{\zeta} L_t \\ & + \beta r_{t+1}^M \zeta (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^{\zeta} L_t ((1 - \delta) g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t - h_0 j_0(y_t/y)^{-\omega} z_t) \\ & + \zeta h_0 (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^{\zeta} L_t j_0(y_t/y)^{-\omega} z_t \\ & + \zeta \delta (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^{\zeta} L_t g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t \} \\ & - (k_0 - k_0/\beta) \zeta (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^{\zeta} L_t, \end{aligned}$$

ce qui est équivalent à :

$$\begin{aligned} r_{i,t}^L (1 - J(y_t) - G(y_t)) = & \frac{\zeta}{\zeta - 1} \{ r_t^M (1 - k_0) + \beta r_{t+1}^M ((1 - \delta) G(y_t) - h_0 J(y_t)) \\ & + h_0 J(y_t) + \delta G(y_t) + (k_0/\beta - k_0) / (1 - \tau) \}. \end{aligned}$$

A.2 Le système de provisionnement dynamique

Dans le système de provisionnement dynamique, l'équation (2.8) est remplacée par l'équation (2.9) dans le programme de maximisation de la banque. Les dividendes distribués par la banque sont donc donnés par :

$$\begin{aligned}\Delta_t = & (1 - \tau) [r_{i,t}^L L_{i,t} (1 - j_0(y_t/y)^{-\omega} z_t - g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t) - r_t^M D_{i,t} \\ & - \delta L_{i,t} g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t] + k_0 L_{i,t} - k_0 L_{i,t+1} \\ & - h_0 L_{i,t} j_0 (1 - \tau (y_t/y)^{-\omega} z_t),\end{aligned}$$

et la contrainte de bilan est donnée par :

$$D_{i,t} = L_{i,t} - LLR_{i,t-1} - h_0 L_{i,t-1} j_0 + (1 - \delta) L_{i,t-1} g_0(y_{t-1}/y)^{-\theta} v_{t-1} - k_0 L_{i,t}.$$

La CPO associée au choix du taux d'intérêt sur les crédits est donnée par :

$$\begin{aligned}0 = & (1 - \tau) \{ (1 - \zeta) (r_{i,t}^L)^{-\zeta} (r_t^L)^\zeta L_t (1 - j_0(y_t/y)^{-\omega} z_t - g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t) \\ & + r_t^M (1 - k_0) \zeta (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^\zeta L_t \\ & + \beta r_{t+1}^M \zeta (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^\zeta L_t ((1 - \delta) g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t - h_0 j_0) \\ & + \zeta \delta (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^\zeta L_t g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t \} \\ & + \zeta h_0 (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^\zeta L_t j_0 (1 - \tau (y_t/y)^{-\omega} z_t) \\ & - (k_0 - k_0/\beta) \zeta (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^\zeta L_t,\end{aligned}$$

ce qui est équivalent à :

$$\begin{aligned}r_{i,t}^L (1 - J(y_t) - G(y_t)) = & \frac{\zeta}{\zeta - 1} \{ r_t^M (1 - k_0) + \beta r_{t+1}^M ((1 - \delta) G(y_t) - h_0 j_0) \\ & + \delta G(y_t) + h_0 (j_0 - \tau J(y_t)) / (1 - \tau) \\ & + (k_0/\beta - k_0) / (1 - \tau) \}.\end{aligned}$$

A.3 Le système de capital buffer

Dans le système de *capital buffer*, les équations (2.10) et (2.11) sont prises en compte dans les contraintes. L'équation (2.1) est remplacée par l'équation (2.12). Enfin, les dividendes sont donnés par l'équation (2.13). Cette dernière peut se réécrire de la façon suivante :

$$\begin{aligned}\Delta_t &= (1 - \tau) [r_{i,t}^L L_{i,t} (1 - j_0(y_t/y)^{-\omega} z_t - g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t) - r_t^M D_{i,t} \\ &\quad - \delta L_{i,t} g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t] + k_0 L_{i,t} - k_0 L_{i,t+1} \\ &\quad - (1 - \tau - \eta) h_0 L_{i,t} j_0(y_t/y)^{-\omega} z_t - \eta h_0 L_{i,t} j_0.\end{aligned}$$

De même, la contrainte de bilan peut s'écrire :

$$\begin{aligned}D_{i,t} &= L_{i,t} - LLR_{i,t-1} + (1 - \delta) L_{i,t-1} g_0(y_{t-1}/y)^{-\theta} v_{t-1} - k_0 L_{i,t} - KB_{i,t-1} \\ &\quad - (1 - \eta) h_0 L_{i,t-1} j_0(y_{t-1}/y)^{-\omega} z_{t-1} - \eta h_0 L_{i,t-1} j_0.\end{aligned}$$

La CPO associée au choix du taux d'intérêt sur les crédits est donnée par :

$$\begin{aligned}0 &= (1 - \tau) \{ (1 - \zeta) (r_{i,t}^L)^{-\zeta} (r_t^L)^\zeta L_t (1 - j_0(y_t/y)^{-\omega} z_t - g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t) \\ &\quad + r_t^M (1 - k_0) \zeta (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^\zeta L_t \\ &\quad + \beta r_{t+1}^M \zeta (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^\zeta L_t ((1 - \delta) g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t - (1 - \eta) h_0 j_0(y_t/y)^{-\omega} z_t - \eta h_0 j_0) \\ &\quad + \zeta \delta (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^\zeta L_t g_0(y_t/y)^{-\theta} v_t \} \\ &\quad + \zeta h_0 (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^\zeta L_t ((1 - \tau - \eta) j_0(y_t/y)^{-\omega} z_t + \eta j_0) \\ &\quad - (k_0 - k_0/\beta) \zeta (r_{i,t}^L)^{-\zeta-1} (r_t^L)^\zeta L_t,\end{aligned}$$

ce qui est équivalent à :

$$\begin{aligned}r_{i,t}^L (1 - J(y_t) - G(y_t)) &= \frac{\zeta}{\zeta - 1} \{ r_t^M (1 - k_0) + \delta G(y_t) \\ &\quad + \beta r_{t+1}^M ((1 - \delta) G(y_t) - (1 - \eta) h_0 J(y_t) - \eta h_0 j_0) \\ &\quad + h_0 (\eta j_0 + (1 - \tau - \eta) J(y_t)) / (1 - \tau) \\ &\quad + (k_0/\beta - k_0) / (1 - \tau) \}.\end{aligned}$$

B Log-linéarisation des CPO

Les équations (2.18), (2.19) et (2.20) sont log-linéarisées autour de leur état stationnaire afin de faire ressortir l'effet du cycle économique sur le comportement de la banque dans les trois systèmes de provisionnement considérés.

B.1 Le système de provisionnement *ex post*

La log-linearization de la CPO associée au choix du taux d'intérêt sur les crédits dans le système de provisionnement *ex post* (équation (2.18)) est donnée par :

$$\begin{aligned}\hat{r}_t^L[r^L][1 - j_0 - g_0] &= \hat{r}_t^M[r^M][(\zeta/(\zeta - 1))(1 - k_0)] \\ &\quad + \hat{y}_t[y][-r^L(1/y)(\omega j_0 + \theta g_0) - (\zeta/(\zeta - 1))(\omega h_0 j_0(1/y) + \theta(1/y)\delta g_0) \\ &\quad - (\zeta/(\zeta - 1))\beta r^M(\theta(1/y)(1 - \delta)g_0 - \omega(1/y)h_0 j_0)] \\ &\quad + \hat{z}_t[r^L j_0 + (\zeta/(\zeta - 1))(h_0 j_0 - \beta r^M h_0 j_0)] \\ &\quad + \hat{v}_t[r^L g_0 + (\zeta/(\zeta - 1))(\delta g_0 + \beta r^M(1 - \delta)g_0),\end{aligned}$$

ce qui est équivalent à :

$$\begin{aligned}\hat{r}_t^L[r^L(1 - j_0 - g_0)] &= \hat{r}_t^M[r^M Z(1 - k_0)] \\ &\quad - \hat{y}_t[r^L(\omega j_0 + \theta g_0) + Z(\omega h_0 j_0 + \theta \delta g_0) \\ &\quad + Z\beta r^M(\theta(1 - \delta)g_0 - \omega h_0 j_0)] \\ &\quad + \hat{z}_t[r^L j_0 + Z(h_0 j_0 - \beta r^M h_0 j_0)] \\ &\quad + \hat{v}_t[r^L g_0 + Z(\delta g_0 + \beta r^M(1 - \delta)g_0)],\end{aligned}$$

avec $Z = \zeta/(\zeta - 1)$.

La log-linéarisation de l'équation (2.18) peut se réécrire :

$$\varphi_0 \hat{r}_t^L = \varphi_1 \hat{r}_t^M + \varphi_2 \hat{z}_t + \varphi_3 \hat{v}_t - \varphi_4 \hat{y}_t,$$

avec :

$$\begin{aligned}\varphi_0 &= r^L(1 - j_0 - g_0), \\ \varphi_1 &= r^M Z(1 - k_0), \\ \varphi_2 &= r^L j_0 + Z(h_0 j_0 - \beta r^M h_0 j_0), \\ \varphi_3 &= r^L g_0 + Z(\delta g_0 + \beta r^M(1 - \delta)g_0), \\ \varphi_4 &= r^L(\omega j_0 + \theta g_0) + Z(\omega h_0 j_0 + \theta \delta g_0) + Z\beta r^M(\theta(1 - \delta)g_0 - \omega h_0 j_0) \\ &= \omega \varphi_2 + \theta \varphi_3,\end{aligned}$$

B.2 Le système de provisionnement dynamique

La log-linearization de la CPO associée au choix du taux d'intérêt sur les crédits dans le système de provisionnement dynamique (équation (2.19)) est donnée par :

$$\begin{aligned}\hat{r}_t^L[r^L][1 - j_0 - g_0] &= \hat{r}_t^M[r^M][(\zeta/(\zeta - 1))(1 - k_0)] \\ &\quad + \hat{y}_t[y][-r^L(1/y)(\omega j_0 + \theta g_0) - (\zeta/(\zeta - 1))\beta r^M(\theta(1/y)(1 - \delta)g_0 \\ &\quad - (\zeta/(\zeta - 1))(\theta(1/y)\delta g_0 - \omega\tau h_0 j_0(1/y)/(1 - \tau))] \\ &\quad + \hat{z}_t[r^L j_0 - (\zeta/(\zeta - 1))\tau h_0 j_0/(1 - \tau)] \\ &\quad + \hat{v}_t[r^L g_0 + (\zeta/(\zeta - 1))(\delta g_0 + \beta r^M(1 - \delta)g_0),\end{aligned}$$

ce qui est équivalent à :

$$\varphi_0 \hat{r}_t^L = \varphi_1 \hat{r}_t^M + \varphi_2' \hat{z}_t + \varphi_3 \hat{v}_t - \varphi_4' \hat{y}_t,$$

avec :

$$\begin{aligned}\varphi_0 &= r^L(1 - j_0 - g_0), \\ \varphi_1 &= r^M Z(1 - k_0), \\ \varphi_2' &= r^L j_0 - Z\tau h_0 j_0/(1 - \tau), \\ \varphi_3 &= r^L g_0 + Z(\delta g_0 + \beta r^M(1 - \delta)g_0), \\ \varphi_4' &= \omega\varphi_2' + \theta\varphi_3.\end{aligned}$$

B.3 Le système de capital buffer

La log-linearization de la CPO associée au choix du taux d'intérêt sur les crédits dans le système de *capital buffer* (équation (2.20)) est donnée par :

$$\begin{aligned}\hat{r}_t^L[r^L][1 - j_0 - g_0] &= \hat{r}_t^M[r^M][(\zeta/(\zeta - 1))(1 - k_0)] + \hat{y}_t[y][-r^L(1/y)(\omega j_0 + \theta g_0) \\ &\quad - (\zeta/(\zeta - 1))(\omega(1/y)(1 - \tau - \eta)h_0 j_0/(1 - \tau) + \theta(1/y)\delta g_0) \\ &\quad - (\zeta/(\zeta - 1))\beta r^M(\theta(1/y)(1 - \delta)g_0 - \omega(1/y)(1 - \eta)h_0 j_0)] \\ &\quad + \hat{z}_t[r^L j_0 + (\zeta/(\zeta - 1))((1 - \tau - \eta)h_0 j_0/(1 - \tau) - \beta r^M(1 - \eta)h_0 j_0)] \\ &\quad + \hat{v}_t[r^L g_0 + (\zeta/(\zeta - 1))(\delta g_0 + \beta r^M(1 - \delta)g_0),\end{aligned}$$

ce qui est équivalent à :

$$\varphi_0 \hat{r}_t^L = \varphi_1 \hat{r}_t^M + \varphi_2'' \hat{z}_t + \varphi_3 \hat{v}_t - \varphi_4'' \hat{y}_t,$$

avec :

$$\begin{aligned}
 \varphi_0 &= r^L(1 - j_0 - g_0), \\
 \varphi_1 &= r^M Z(1 - k_0), \\
 \varphi_2'' &= r^L j_0 + Z((1 - \tau - \eta)h_0 j_0 / (1 - \tau) - \beta r^M(1 - \eta)h_0 j_0), \\
 \varphi_3 &= r^L g_0 + Z(\delta g_0 + \beta r^M(1 - \delta)g_0), \\
 \varphi_4'' &= \omega \varphi_2'' + \theta \varphi_3.
 \end{aligned}$$

C Calibrage des paramètres

Nous utilisons la base Bankscope Fitch IBCA pour calibrer certains paramètres. Les paramètres liés aux prêts non performants (j_0 , h_0 et ω) sont calibrés à partir d'un panel de banques de la zone euro. Le tableau 2.3 présente le nombre de banques par pays fournissant des informations sur leurs prêts non performants. Les passations en charges sont moins renseignées dans la base Bankscope Fitch IBCA. Les paramètres liés aux passations en charges (g_0 et θ) sont calibrés à partir d'un panel de banques européennes, et pas uniquement de la zone euro, afin de bénéficier d'un échantillon plus large. Les deux panels constitués sont non cylindrés sur la période 1992-2005 et se composent de banques commerciales, coopératives et de caisses d'épargne.

TAB. 2.3: Pays d'origine des banques

| | Banques de la zone euro fournissant des informations sur leurs prêts non performants | Banques européennes fournissant des informations sur leurs passations en charges |
|-------------|--|--|
| Allemagne | 7 | 9 |
| Autriche | 7 | 3 |
| Belgique | 1 | 0 |
| Espagne | 83 | 64 |
| Finlande | 9 | 0 |
| France | 269 | 7 |
| Grèce | 6 | 6 |
| Italie | 832 | 406 |
| Norvège | 0 | 26 |
| Pays Bas | 7 | 5 |
| Portugal | 28 | 18 |
| Royaume-Uni | 0 | 84 |
| Total | 1249 | 628 |

Le tableau 2.4 présente quelques statistiques descriptives sur les deux panels de banques utilisés.

TAB. 2.4: Statistiques descriptives

| | <i>L</i> | <i>D</i> | <i>E</i> | <i>ROA</i> | <i>LLP</i> | <i>NPL</i> | <i>NCO</i> |
|----------------------------------|----------|----------|----------|------------|------------|------------|------------|
| Panel banques zone euro | | | | | | | |
| Moyenne | 55,09 | 62,35 | 10,46 | 0,55 | 0,48 | 7,08 | - |
| Ecart-type | 18,31 | 15,72 | 6,29 | 1,68 | 1,65 | 9,35 | - |
| Panel banques européennes | | | | | | | |
| Moyenne | 59,69 | 68,07 | 10,03 | 0,51 | 0,44 | 6,13 | 1,38 |
| Ecart-type | 20,03 | 16,34 | 6,67 | 2,13 | 0,84 | 6,24 | 2,94 |

Définition des variables : Toutes les variables sont en pourcentage. *L* : Crédits/Total des actifs; *D* : dépôts/Total des actifs; *E* : Fonds propres/Total des actifs; *NPL* : Prêts non performants/Crédits; *LLP* : Provisions pour pertes / Total des actifs; *ROA* : return on asset.

C.1 L'élasticité des prêts non performants à l'output gap

L'élasticité des prêts non performants à l'*output gap* (ω) est obtenue en estimant l'équation suivante :

$$NPL_{i,t} = c + \omega \hat{y}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (C.1)$$

avec :

$$\varepsilon_{i,t} = \mu_i + \kappa_t + u_{i,t},$$

où $NPL_{i,t}$ correspond au ratio entre les prêts non performants et le portefeuille de crédits (*gross loans*), $\hat{y}_{i,t}$ correspond à l'*output gap* obtenu en appliquant un filtre de Hodrick Prescott sur le PIB du pays de la banque i , c est une constante, $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ représente l'hétérogénéité individuelle, $\kappa_t \sim iid(0, \sigma_\kappa^2)$ représentent l'hétérogénéité temporelle et $u_{i,t} \sim iid(0, \sigma_u^2)$ représente le terme d'erreur.

Nous retenons également une spécification dynamique de l'équation (C.1) donnée par :

$$NPL_{i,t} = c' + \rho_1 NPL_{i,t-1} + \lambda_1 \hat{y}_{i,t} + \varepsilon'_{i,t}, \quad (C.2)$$

avec :

$$\varepsilon'_{i,t} = \mu'_i + \kappa'_t + u'_{i,t}.$$

et :

$$\lambda_1 = (1 - \rho_1)\omega.$$

Nous pouvons donc déduire de l'équation (C.2) que $\omega = \lambda_1/(1 - \rho_1)$.

L'équation (C.1) peut être estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). La présence de la variable endogène retardée parmi les variables explicatives de l'équation (C.2) conduit à ce que l'estimateur des MCO soit biaisé pour cette spécification. Nous avons donc recours à la méthode des moments généralisés (GMM) pour estimer l'équation (C.2). Cette méthode, adaptée pour estimer des équations dynamiques sur données de panel, sera présentée dans le chapitre suivant.

TAB. 2.5: L'élasticité des prêts non performants à l'output gap

| | ω | ρ_1 | λ_1 | R^2 | DW | $J\text{-stat}_{(p\text{-val})}$ | obs | $Nbre$ $Banques$ |
|----------------|------------------------------|-----------------------------|------------------------------|-------|------|----------------------------------|-------|---------------------|
| Equation (C.1) | -1,41 ^a (0,41) | - | - | 0,72 | 1,03 | - | 6673 | 1249 |
| Equation (C.2) | -2,10 | 0,69 ^a (0,05) | -0,65 ^a (0,08) | - | - | 58 (0,11) | 3952 | 949 |

C.2 L'élasticité des passations en charges à l'output gap

L'élasticité des passations en charge à l'*output gap* (ω) est obtenue en estimant l'équation suivante :

$$CO_{i,t} = \check{c} + \theta \hat{y}_{i,t} + \check{\varepsilon}_{i,t}, \quad (C.3)$$

avec :

$$\check{\varepsilon}_{i,t} = \check{\mu}_i + \check{\kappa}_t + \check{u}_{i,t},$$

où $CO_{i,t}$ correspond au ratio entre les passations en charges et le portefeuille de crédits (*gross loans*).

Nous retenons également une spécification dynamique de l'équation (C.3) donnée par :

$$CO_{i,t} = \tilde{c} + \rho_2 CO_{i,t} + \lambda_2 \hat{y}_{i,t} + \tilde{\varepsilon}_{i,t}, \quad (C.4)$$

avec :

$$\tilde{\varepsilon}_{i,t} = \tilde{\mu}_i + \tilde{\kappa}_t + \tilde{u}_{i,t},$$

et :

$$\lambda_2 = (1 - \rho_2)\theta$$

Nous pouvons donc déduire de l'équation (C.4) que $\theta = \lambda_2/(1 - \rho_2)$.

TAB. 2.6: L'élasticité des passations en charges à l'output gap

| | θ | ρ_2 | λ_2 | R^2 | DW | $J\text{-stat}$ ($p\text{-val}$) | obs | $Nbre$ $Banques$ |
|----------------|-----------------|-----------------------------|------------------------------|-------|------|---------------------------------------|-------|---------------------|
| Equation (C.3) | -0,50 (0,37) | - | - | 0,33 | 1,23 | - | 1850 | 628 |
| Equation (C.4) | -0,22 | 0,26 ^a (0,01) | -0,16 ^a (0,02) | - | - | 47 (0,35) | 983 | 324 |

D Simulations complémentaires

FIG. 2-6: Fonctions de réponse à un choc de préférence dans le système de provisionnement ex post pour différentes valeurs de l'autocorrélation du choc (ρ_{ε_y})

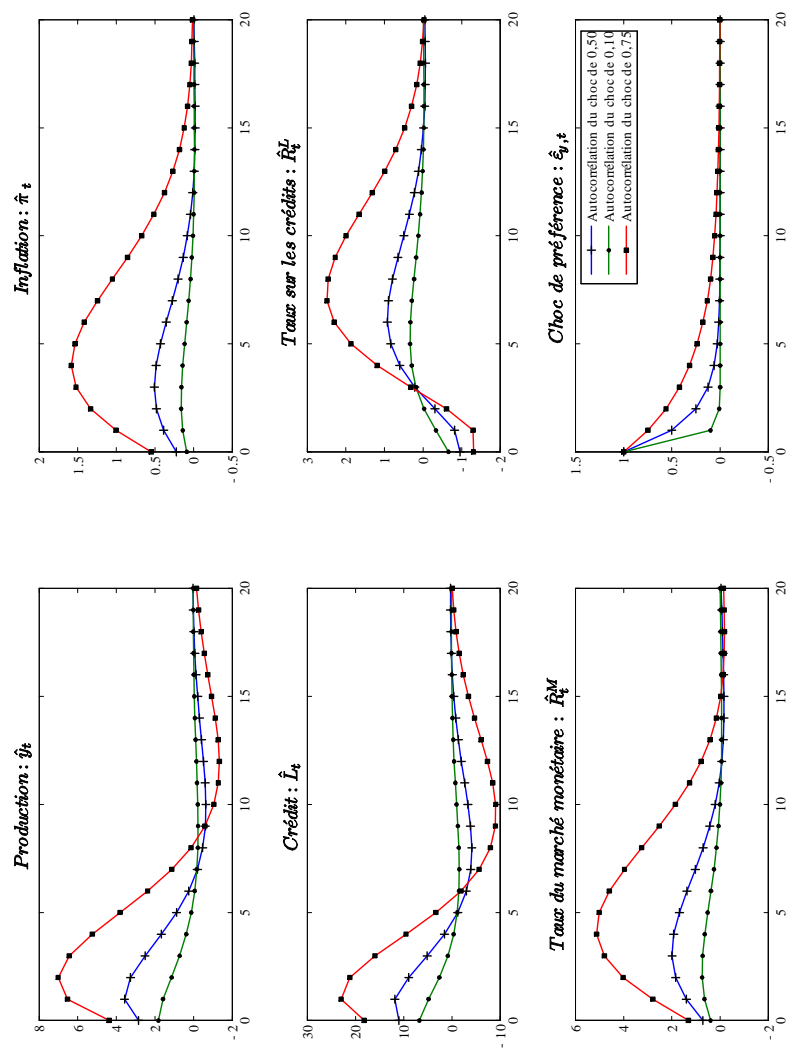
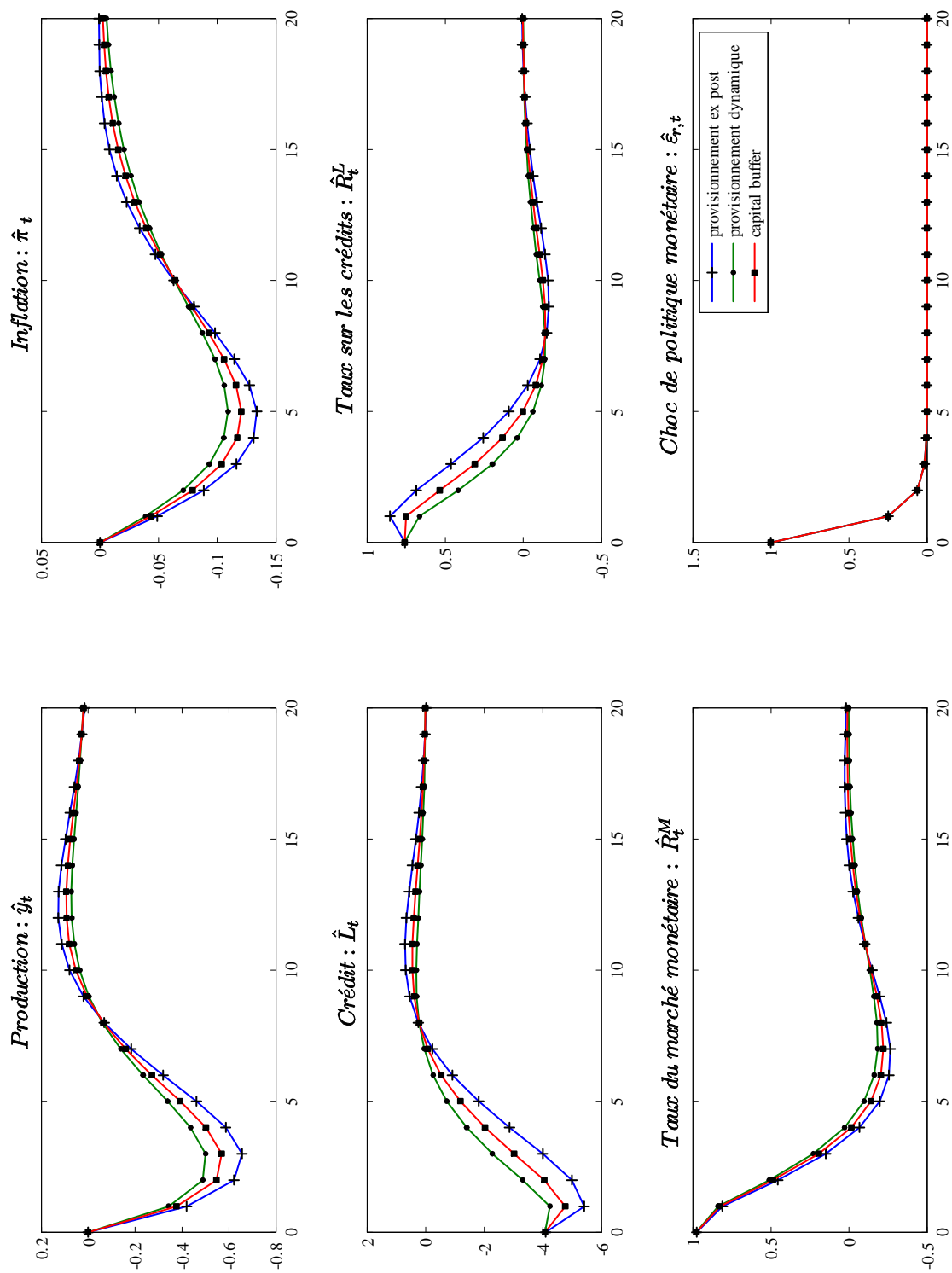


FIG. 2-7: Fonctions de réponse à un choc de politique monétaire quand la production et l'inflation sont prédéterminées



Chapitre 3

Comportements de provisionnement des banques et fluctuations des crédits : une approche empirique

Introduction

Dans le chapitre précédent, le modèle théorique développé montre que les règles de provisionnement influencent le comportement d'offre de crédit des banques. Le modèle montre ainsi que les banques sont incitées à accroître leur portefeuille de crédits lorsqu'elles ont peu de provisions à constituer. Inversement, les banques sont amenées à sensiblement restreindre les crédits accordés lorsqu'elles doivent constituer des montants importants de provisions pour pertes.

Ce chapitre se propose d'évaluer empiriquement si le montant de crédit distribué des banques en Europe est influencé par le montant de provisions pour pertes constituées. La relation pouvant exister entre le comportement de provisionnement des banques et montant de crédit qu'elles accordent doit être analysée avec précaution d'un point de vue empirique. En effet, les provisions pour pertes constituées par les banques regroupent en pratique différentes informations et résultent de différents comportements. Il apparaît donc important de distinguer dans un premier temps les différents comportements conduisant les banques à constituer des provisions avant de s'intéresser aux déterminants des montants de crédit distribués.

Nous avons vu que les pratiques comptables en Europe distinguent des provisions générales et des provisions spécifiques (Cortavaria et al., 2000 ; World Bank, 2002). Les provisions spécifiques sont constituées pour couvrir des pertes attendues avérées sur des prêts donnés et dépendent donc de règles comptables précises. Les provisions générales sont constituées quant à elles pour couvrir des pertes attendues non avérées, c'est-à-dire dont on connaît l'existence mais que l'on ne peut encore imputer à tel ou tel prêt. Cependant, la détermination des provisions générales ne dépend pas de règles comptables ou de méthodes statistiques précises. Par conséquent, les provisions générales donnent l'opportunité aux managers de développer un certain nombre de comportements discrétionnaires, c'est-à-dire la possibilité pour les managers d'ajuster la valeur des provisions pour pertes pour des objectifs autres que la couverture des pertes attendues sur le portefeuille de crédits.

La littérature consacrée au comportement de provisionnement des banques ne fait pas la distinction entre provisions spécifiques et générales mais distingue deux composantes dans les provisions pour pertes : une composante non discrétionnaire et une composante discrétionnaire.

La composante non discrétionnaire représente les provisions pour pertes constituées dans une perspective de couverture des pertes attendues. Whalen (1994) et Beaver et Engel (1996) se proposent d'estimer cette composante non discrétionnaire des provisions pour pertes. Dans le cadre d'un système de provisionnement *ex post*, la composante non discrétionnaire dépendra principalement de l'identification de prêts non performants. Pendant la phase haute du cycle économique, les banques ont tendance à identifier peu de prêts non performants. La composante non discrétionnaire des provisions se retrouve donc faible et inversement pendant la phase basse du cycle. La composante non discrétionnaire des provisions peut ainsi être associée à l'évolution contracyclique des provisions pour pertes observée empiriquement (Laeven et Majnoni, 2003 ; Bikker , 2004 ; Bikker et Metzmakers, 2005).

La composante discrétionnaire résulte de l'utilisation de provisions pour pertes afin de parvenir à un objectif de management. Trois comportements discrétionnaires sont généralement identifiés dans la littérature (Liu et al., 1997 ; Ahmed et al., 1999 ; Wall et Koch, 2000 ; Lobo et Yang, 2001). Le premier correspond à un comportement de lissage du revenu (*income smoothing behavior*). Les banques peuvent être incitées à lisser leurs revenus dans le temps et peuvent ajuster leurs provisions pour pertes afin de parvenir à cet objectif. Quand une banque anticipe que son revenu sera faible sur une période, elle peut délibérément minimiser les provisions pour pertes qu'elle doit constituer et ainsi compenser l'évolution négative affectant son revenu. Inversement, quand les revenus d'une banque sont inhabituellement élevés, cette banque peut de façon discrétionnaire constituer des provisions pour pertes élevées afin de réduire ses profits. Ainsi, selon ce comportement de lissage du revenu, les banques choisissent leurs provisions pour pertes de façon à minimiser les variations de leurs revenus. Ce comportement implique que les banques augmentent leurs provisions pour pertes pendant la phase haute du cycle

et les baissent pendant la phase basse du cycle. Le deuxième comportement discrétionnaire correspond à un comportement de gestion des fonds propres (*capital management behavior*). Une banque peut ajuster son niveau de provisions pour pertes de façon à faciliter le respect de la contrainte réglementaire sur les fonds propres. Les provisions générales et les provisions spécifiques constituées par une banque affectent négativement l'évolution du Tier 1 de son ratio de fonds propres compte tenu de leur effet sur les profits. Les banques faiblement capitalisées pourraient donc être moins incitées à constituer des provisions pour pertes¹. Le dernier comportement discrétionnaire correspond à un comportement d'envoi d'un signal (*signaling*). Les managers d'une banque peuvent signaler, en augmentant les provisions pour pertes, que la rentabilité de la banque est suffisamment élevée pour faire face dès à présent aux pertes futures.

L'évaluation empirique de la relation pouvant exister entre le comportement de provisionnement des banques et le montant de crédit distribué doit donc être réalisée en deux étapes. Dans une première étape, nous allons nous inscrire dans la littérature spécifiant des différents comportements de provisionnement des banques de façon à estimer les composantes non discrétionnaire et discrétionnaire des provisions pour pertes. Les composantes non discrétionnaire et discrétionnaire ainsi obtenues seront utilisées dans une seconde étape afin d'estimer leurs effets sur les variations des montants de crédit distribués par les banques. D'après le modèle théorique développé dans le chapitre précédent, nous pouvons anticiper que les provisions non discrétionnaires constituées par les banques devraient influencer négativement les montants de crédit accordés par les banques.

A notre connaissance, peu de travaux se sont employés d'un point de vue empirique à évaluer l'effet des provisions pour pertes sur les crédits distribués par les banques. Shrieves et Dahl (2002) analysent les pratiques comptables discrétionnaires

¹Les provisions affectent négativement l'évolution du Tier 1 mais les fonds propres ne sont pas nécessairement affectés négativement. Les provisions générales, dans une certaine limite, sont intégrées dans le Tier 2. Une augmentation des provisions pour pertes pourrait ainsi se traduire par un accroissement des fonds propres réglementaires.

utilisées par les banques japonaises sur la période 1989-1996. Leurs résultats mettent en évidence différents comportements développés par les banques permettant de lisser les profits et de respecter les contraintes réglementaires sur les fonds propres. Leurs estimations montrent également une relation négative et significative entre les provisions pour pertes et les fluctuations du portefeuille de crédits des banques. Cependant, Shrieves et Dahl (2002) ne s'attardent pas sur cette relation négative dans leur analyse et ne font pas de distinction entre les différentes composantes des provisions. Nier et Zicchino (2006) s'intéressent plus particulièrement à montrer que les fragilités de la situation financière d'une banque affectent son comportement d'offre de crédit. Leurs estimations mettent notamment en évidence une relation négative et significative entre les provisions pour pertes et les fluctuations du portefeuille de crédits des banques. Nier et Zicchino (2006) cherchent avant tout à montrer qu'il est important de prendre en compte les fragilités du système bancaire pour évaluer les effets de la politique monétaire sur le portefeuille de crédits des banques. Ils ne cherchent donc pas à identifier les différentes composantes des provisions pour évaluer leurs effets respectifs sur les fluctuations des crédits accordés par les banques.

Ce chapitre sera organisé de la façon suivante. Dans une première section, nous allons présenter les données utilisées pour réaliser nos estimations. Dans une deuxième section, nous allons estimer les composantes non discrétionnaire et discrétionnaire des provisions pour pertes. Dans une troisième section, nous allons estimer l'effet des différentes composantes des provisions pour pertes sur les montants de crédit distribués par les banques.

3.1 Données et statistiques descriptives

Les estimations sont réalisées sur un panel non cylindré de banques commerciales et de banques coopératives européennes. Nous choisissons de considérer dans notre échantillon des banques commerciales et des banques coopératives afin de ne pas avoir un nombre de banques trop faible et de ne pas avoir des catégories de banques trop

TAB. 3.1: Pays d'origine des banques

| Pays | Nombre de banques* disponibles sous Bankscope Fitch IBCA | Nombre de banques retenues dans l'échantillon | Total des prêts accordés par les banques retenues dans l'échantillon / Total des prêts accordés par les banques disponibles sous Bankscope Fitch IBCA (%) | |
|-------------|--|--|---|-------|
| | | | 1992 | 2004 |
| Allemagne | 456 | 4 | - | 46,98 |
| Autriche | 145 | 1 | - | 12,73 |
| Belgique | 81 | 2 | - | 37,72 |
| Danemark | 93 | 14 | - | 87,29 |
| Espagne | 137 | 13 | 28,56 | 83,05 |
| Finlande | 13 | 1 | - | 32,06 |
| France | 461 | 31 | 3,01 | 39,97 |
| Grèce | 29 | 0 | - | - |
| Irlande | 48 | 3 | 39,24 | 60,2 |
| Italie | 272 | 83 | - | 72,18 |
| Luxembourg | 147 | 0 | - | - |
| Norvège | 21 | 6 | 12,09 | 30,45 |
| Pays Bas | 73 | 1 | - | - |
| Portugal | 40 | 11 | 28,24 | 91,99 |
| Royaume-Uni | 197 | 9 | 53,7 | 27,55 |
| Suède | 30 | 6 | 97,66 | 93,56 |
| Suisse | 270 | 1 | - | 39,56 |
| Total | 2513 | 186 | - | - |
| Moyenne | - | - | 37,50 | 53,95 |

* Les banques commerciales et coopératives sont considérées.

diversifiées. Nous n'excluons pas de notre échantillon les banques impliquées dans une opération de fusion-acquisition. Néanmoins, peu de banques présentent une rupture structurelle dans leur bilan : moins de 20 banques présentent une variation annuelle du total de leurs actifs supérieur à 20% (la moyenne sur l'échantillon de la variation du total des actifs est de 10,58%).

Les données utilisées sont annuelles et portent sur la période 1992-2004. Les banques considérées proviennent de 15 pays européens : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Italie, Luxembourg, Norvège, Pays Bas, Portugal, Suède, Suisse, Royaume-Uni. La base de données utilisée pour constituer ce panel de banques européennes est Bankscope Fitch IBCA². L'échantillon final est constitué de 186 banques sur les 2513 initialement disponibles (voir le Tableau 3.1). Une majorité des banques présentes dans Bankscope Fitch IBCA ne fournissent pas l'ensemble des informations s'avérant nécessaires pour réaliser nos estimations (en particulier concernant les prêts non performants et le ratio de capitalisation). Nous sommes donc amenés à ne pas prendre en compte dans notre échantillon les banques ne fournissant pas sur plus de 4 années consécutives des données pour les variables retenues dans nos estimations. De plus, nous sommes amenés à retirer un certain nombre de points aberrants. Les points aberrants concernent 125 banques, soit approximativement 2% des banques initialement disponibles dans Bankscope Fitch IBCA. Ainsi, la majeure partie des banques n'ont pas été considérées dans notre échantillon pour cause de manque d'information.

Les travaux menés par Laeven et Majnoni (2003) ou par Bikker et Metzmakers (2005) sur l'évolution contracyclique des provisions pour pertes, dont nous avons déjà parlé dans le chapitre précédent, utilisent également la base Bankscope Fitch IBCA pour réaliser leurs estimations et utilisent des échantillons beaucoup plus importants que le nôtre. Ces auteurs ne s'attachent pas à identifier la composante non discrétionnaire des provisions et ainsi n'ont pas besoin de connaître par exemple les montants de prêts non performants. Cependant, notre échantillon de 186 banques représente une

²Toutes les banques de l'échantillon publient l'état de leur situation financière en fin d'année.

part significative de la totalité des prêts accordés par les banques disponibles dans Bankscope Fitch IBCA. Le taux de couverture moyen par notre échantillon des prêts accordés par l'ensemble des banques initialement disponible est de 37,50% en 1992 et 53,95% en 2004³.

TAB. 3.2: Statistiques descriptives sur l'échantillon de 186 banques

| | L | ΔL | D | E | NPL | LLP | TCR | ROA |
|------------|-------|------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Moyenne | 58,53 | 6,51 | 65,67 | 7,22 | 5,08 | 0,41 | 12,43 | 0,61 |
| Max | 97,89 | 48,02 | 92,32 | 75,84 | 29,02 | 3,76 | 39,32 | 3,09 |
| Min | 11,63 | -25,77 | 12,10 | 1,55 | 0,00 | -0,35 | 6,01 | -6,09 |
| Ecart-type | 16,25 | 7,75 | 14,56 | 4,43 | 4,37 | 0,36 | 4,26 | 0,54 |

Définition des variables : Toutes les variables sont en pourcentage. L : Crédits/Total des actifs; ΔL : variation des crédits accordés par les banque i entre les années $(t-1)$ et $t / 0.5 \times (\text{total des actifs de l'année } (t-1) + \text{total des actifs de l'année } t)$; D : dépôts/Total des actifs; E : Fonds propres/Total des actifs; NPL : Prêts non performants/Crédits; LLP : Provisions pour pertes / Total des actifs; TCR : Ratio de capitalisation; ROA : return on asset.

Les statistiques descriptives (Tableau 3.2) montrent que les dépôts représentent la principale ressource (65,67%) des banques de notre échantillon et les prêts sont le principal actif (58,53%) détenu par ces banques. Ces crédits semblent prudemment gérés dans la mesure où la moyenne du ratio entre les provisions pour pertes et le total des actifs est de 0.41% et la moyenne du ratio entre les prêts non performants et le total des crédits est de 5.08%. Enfin, en moyenne, les banques considérées dans l'échantillon apparaissent bien capitalisées, disposant d'un excédent de fonds propres réglementaires. Le ratio de capitalisation moyen est de 12,43%.

³Les données dont nous avons besoin nous conduisent donc à retenir dans notre échantillon des banques de taille importante. Cependant, nous n'avons pas les moyens d'évaluer dans quelle mesure nos résultats dépendent de cette caractéristique de notre échantillon.

3.2 Détermination des provisions pour pertes

Afin de tester l'impact des provisions pour pertes sur les fluctuations des crédits distribués par les banques, il convient dans un premier temps d'estimer la composante discrétionnaire et la composante non discrétionnaire des provisions pour pertes. Nous utilisons une méthodologie similaire à celle adoptée par Beaver et Engle (1996) et Ahmed et al. (1999).

3.2.1 Spécification des comportements de provisionnement

Les résultats des travaux empiriques et la théorie proposent plusieurs facteurs pouvant expliquer le choix des provisions pour pertes constituées par les banques. Ces facteurs peuvent être regroupés en trois catégories de variables : des variables représentant une composante non discrétionnaire, des variables représentant une composante discrétionnaire et enfin des variables macroéconomiques.

3.2.1.1 La composante non discrétionnaire

La composante non discrétionnaire reflète les provisions pour pertes constituées par une banque afin de couvrir les pertes potentielles sur son portefeuille de crédits. L'estimation de cette composante a notamment été réalisée par Whalen (1994), Collins et al. (1995), Beaver et Engle (1996), Ahmed et al. (1999), Lobo et Yang (2001) et Pérez et al. (2006). Des variables associées aux prêts non performants et à l'importance des crédits accordés sont utilisées pour identifier cette composante non discrétionnaire des provisions. Cependant, les différents auteurs cités ne retiennent pas les mêmes variables. Par exemple, Lobo et Yang (2001) considèrent le ratio entre les prêts non performants et le total des crédits ainsi que la différence première de ce ratio alors que Pérez et al. (2006) considèrent le ratio entre les prêts non performants et le total des crédits et le ratio entre les crédits et le total de l'actif.

Nous considérons trois variables dans le modèle économétrique afin de représenter le risque du portefeuille de crédits et les pertes potentielles. Le ratio entre les prêts non performants et le total des crédits de la banque ($NPL_{i,t}$) et la différence première de ce ratio ($\Delta NPL_{i,t} = NPL_{i,t} - NPL_{i,t-1}$) sont des indicateurs du risque de défaut encouru par la banque et donc de ses pertes potentielles. Ainsi, nous attendons une relation positive entre ces deux variables et les provisions pour pertes. Nous prenons également en compte le risque de défaut sur l'ensemble du portefeuille de crédits de la banque, mesuré par le ratio entre les crédits accordés par la banque et le total de ses actifs ($L_{i,t}$). Le coefficient associé à cette variable devrait également être positif.

3.2.1.2 La composante discrétionnaire

La composante discrétionnaire résulte de trois objectifs de management : le lissage des revenus, la gestion des fonds propres et le *signaling*. Les approches adoptées pour évaluer ces comportements discrétionnaires et les preuves empiriques obtenues dans la littérature n'aboutissent pas à un consensus.

Le comportement de lissage des revenus :

Sous l'hypothèse d'un comportement de lissage des revenus, les banques abaissent (augmentent) le niveau des provisions pour pertes quand elles anticipent des profits relativement faibles (élevés) par rapport à ceux des autres années. Si les banques utilisent leurs provisions pour pertes pour lisser leurs profits, alors nous devrions observer une relation positive entre les profits avant provisions et taxes (représentés par la variables $ER_{i,t}$) et les provisions pour pertes. La propension d'une banque à lisser ses revenus pourrait être plus élevée pour les banques enregistrant de bonnes performances relativement aux autres banques. Nous définissons une variable $ER_H_{i,t}$ prenant la valeur de $ER_{i,t}$ si le profit moyen (avant provisions et taxes) d'une banque est supérieur au profit moyen (avant provisions et taxes) de l'ensemble des banques et prenant la valeur zéro dans les autres cas. Nous devrions observer un coefficient positif associé à la

variable $ER_H_{i,t}$ s'il y a une non linéarité dans la relation entre les provisions pour pertes et les profits.

Dans les articles de Laeven et Majnoni (2003) et Bikker et Metzmakers (2005), auxquels nous avons déjà fait référence dans le chapitre précédent, les estimations montrent que les provisions pour pertes constituées par les banques dépendent positivement de leurs profits avant provisions et taxes. Les banques apparaissent ainsi ajuster leurs provisions de façon à lisser leurs revenus. Des analyses plus précises sur les différents comportements discrétionnaires des banques aboutissent à des conclusions similaires. Ainsi, Greenawalt et Sinkey (1988), Collins et al. (1995), Lobo et Yang (2001) pour des banques américaines, Shrieves et Dahl (2003) pour des banques japonaises et Pérez et al. (2006) pour des banques espagnoles, concluent que les banques développent un comportement de lissage des revenus pour le choix de leurs provisions pour pertes. Cependant, certaines analyses n'aboutissent pas à des résultats en faveur du comportement de lissage des revenus. Wetmore et Brick (1994), Beatty et al. (1995) et Ahmed et al. (1999), en utilisant des échantillons de banques américaines, ne trouvent pas de relation significative entre les provisions pour pertes constituées par les banques et leurs profits avant provisions et taxes.

Le comportement de gestion des fonds propres :

Un certain nombre d'analyses se concentre sur le comportement de gestion des fonds propres des banques américaines avant l'application de l'accord de Bâle de 1989. Les banques devaient respecter une réglementation sur les fonds propres dans laquelle les réserves pour pertes étaient comptabilisées dans les fonds propres. Les banques pouvaient donc être incitées à faire des provisions pour pertes de façon à accroître leurs fonds propres⁴. Une relation négative entre les fonds propres détenus par les banques et leurs provisions pour pertes indiquait ainsi que les banques étaient incitées à constituer davantage de provisions quand elles avaient peu de fonds propres de façon à respecter

⁴La banque peut également utiliser ses profits pour accroître ses fonds propres mais si une banque constitue des provisions pour 1€, son profit net diminue de $1€ \times (1 - t)$ où t est le taux d'imposition. En net, les fonds propres augmentent donc de $1€ \times t$.

la réglementation. Beatty et al. (1995) et Ahmed et al (1999) trouvent des preuves empiriques en faveur du comportement de gestion des fonds propres alors que ce n'est pas le cas dans l'étude de Collins et al. (1995).

Dans le cadre de la réglementation sur les fonds propres élaborée par le Comité de Bâle, les réserves pour pertes ne sont pas comptabilisées dans le Tier 1 et seule une proportion limitée des réserves pour pertes générales peut être comptabilisée dans le Tier 2. Les provisions pour pertes peuvent donc avoir un effet négatif sur le Tier 1 compte tenu de leur effet sur les profits de la banque et un effet positif sur le Tier 2.

Shrieves et Dahl (2003) disposent des informations sur le Tier 1 des banques. Les banques avec des fonds propres faibles (au sens du Tier 1) pourraient ainsi être moins enclines à constituer des provisions pour pertes de façon à respecter la contrainte réglementaire. Le comportement de gestion des fonds propres conduirait ainsi à une relation positive entre les provisions pour pertes d'une banque et le montant de Tier 1 détenu en début de période. Shrieves et Dahl (2003) obtiennent des résultats en faveur de ce comportement. Les banques faiblement capitalisées constituent davantage de provisions pour pertes lorsqu'elles s'éloignent du niveau de saturation de la contrainte réglementaire. Pérez et al. (2006), en utilisant les ratios de capitalisation des banques, cherchent à évaluer le même type de comportement mais ne parviennent pas à des résultats significatifs.

Afin d'estimer si les banques faiblement capitalisées ajustent leurs provisions pour pertes de façon à respecter plus facilement la contrainte réglementaire sur les fonds propres, nous définissons la variable $TCRL_{i,t-1}$. Cette variable prend la valeur du ratio de capitalisation en début de période si la banque est faiblement capitalisée et zéro dans les autres cas. Une banque est considérée comme faiblement capitalisée si son ratio de capitalisation moyen est dans le premier quartile des ratios de capitalisation moyens de notre échantillon. Quand le surplus de fonds propres réglementaires des banques faiblement capitalisées augmente, la contrainte s'exerçant sur les provisions pour pertes qu'elles peuvent réaliser pourrait se desserrer. Une relation positive entre les provisions pour pertes et la variable $TCRL_{i,t-1}$ est donc attendue si les banques

faiblement capitalisées sont moins incitées à constituer des provisions pour pertes. Cependant, nous ne bénéficions pas des informations sur le Tier 1 des banques mais seulement sur leur ratio de capitalisation (somme du Tier 1 et du Tier 2) ce qui pourrait altérer l'évaluation de ce comportement discrétionnaire.

Le comportement de signaling :

Une banque peut utiliser ses provisions pour pertes afin de signaler sa bonne situation financière. Selon Beaver et al. (1989), les provisions pour pertes pourraient indiquer que les managers de la banque perçoivent que la rentabilité de la banque est suffisamment élevée pour résister à une réduction des profits sous la forme de provisions pour pertes supplémentaires. Si l'envoi d'un signal est une incitation importante dans le choix des provisions pour pertes, alors nous devrions observer une relation positive entre les provisions pour pertes et la variation future des profits avant provisions et taxes (Ahmed et al., 1999 ; Lobo et Yang, 2001). La variable $SIGN_{i,t}$, définie comme la variation à un an des profits avant provisions et taxes ($SIGN_{i,t} = (ER_{i,t+1} - ER_{i,t}) / [0,5(TA_t + TA_{t+1})]$, où TA est le total des actifs), est calculée afin de tester l'hypothèse d'un comportement de *signaling*. Une relation positive entre les provisions pour pertes et cette variable est attendue.

3.2.1.3 Influence de la situation macroéconomique

L'environnement macroéconomique affecte la capacité des emprunteurs à rembourser leurs dettes. En particulier, la situation financière du secteur privé varie avec le cycle économique. Les anticipations des banques sont également influencées par l'environnement macroéconomique pouvant ainsi conduire à des ajustements des provisions pour pertes. Nous introduisons donc le taux de croissance annuel du PIB, $\dot{y}_{i,t}$, dans le modèle économétrique. De nombreuses analyses empiriques ont évalué l'effet du cycle économique sur les provisions pour pertes constituées par les banques. Pain (2003) pour le Royaume-Uni, Laeven et Majnoni (2003) et Bikker et Metzmakers (2005) pour des panels de banques de différents pays, mettent en avant un impact négatif du cycle

économique sur les provisions pour pertes. Ainsi, nous attendons un signe négatif du coefficient associé à la variable $\dot{y}_{i,t}$.

3.2.1.4 Spécification du modèle économétrique

L'équation (3.1) décrit la relation entre les provisions pour pertes et les variables explicatives définies précédemment :

$$\begin{aligned}
 LLP_{i,t} = & \alpha_{0i} + \underset{(+)}{\alpha_1} LLP_{i,t-1} + \underset{(+)}{\alpha_2} NPL_{i,t} + \underset{(+)}{\alpha_3} \Delta NPL_{i,t} + \underset{(+)}{\alpha_4} L_{i,t} + \underset{(-)}{\alpha_5} \dot{y}_{i,t} \quad (3.1) \\
 & + \underset{(+)}{\alpha_6} ER_{i,t} + \underset{(+)}{\alpha_7} ER_H_{i,t} + \underset{(+)}{\alpha_8} TCRL_{i,t} + \underset{(+)}{\alpha_9} SIGN_{i,t} + \varepsilon_{i,t},
 \end{aligned}$$

où α_{0i} est un effet spécifique individuel, $\varepsilon_{i,t} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ et où $LLP_{i,t}$ est le ratio entre les provisions pour pertes (provisions générales plus provisions spécifiques) et le total des actifs à la fin de la période t pour la banque i ⁵. Nous introduisons le retard de la variable endogène comme variable explicative afin de prendre en compte un éventuel ajustement dynamique des provisions pour pertes. Si les banques ajustent leurs provisions pour pertes graduellement pour reconnaître leurs pertes potentielles, alors le coefficient α_1 devrait être positif. De plus, dans le cadre d'un système de provisionnement *ex post*, les événements considérés pour identifier une dégradation de la qualité du portefeuille de crédits ont tendance à se concentrer sur des périodes de ralentissement. Les évolutions des provisions pour pertes peuvent ainsi être reliées d'une période à l'autre.

L'équation (3.1) est estimée afin de calculer la composante non discrétionnaire ($NDISC_{i,t}$) et la composante discrétionnaire ($DISC_{i,t}$) des provisions pour pertes. Nous supposons que ces deux composantes sont des fonctions linéaires des variables incluses dans l'équation (3.1). La composante non discrétionnaire des provisions pour pertes est calculée comme étant la somme des variables explicatives utilisées pour la représenter multipliées par leur coefficient respectif. La même méthode est utilisée pour calculer la composante discrétionnaire des provisions.

⁵Des indicatrices temporelles sont également introduites au modèle lors des estimations afin de contrôler l'effet spécifique à chaque période.

La variable endogène retardée et le taux de croissance du PIB ($\dot{y}_{i,t}$) peuvent être combinés aux variables $NPL_{i,t}$, $\Delta NPL_{i,t}$ et $L_{i,t}$ pour représenter l'ensemble de la composante non discrétionnaire des provisions. En effet, les provisions pour pertes expliquées par la variable endogène retardée et le taux de croissance du PIB sont constituées de façon non discrétionnaire par la banque dans l'optique de couvrir les pertes potentielles et peuvent donc être rapprochées des provisions pour pertes réalisées suite, par exemple, à l'identification de nouveaux prêts non performants.

3.2.1.5 Méthode d'estimation

L'équation (3.1) représente un ajustement dynamique des provisions pour pertes, la variable endogène retardée étant considérée parmi les variables explicatives. Deux sources de persistance temporelle sont donc présentes dans l'équation (3.1). D'une part, la variable endogène retardée indique la présence d'une autocorrélation dans l'évolution des provisions. D'autre part, l'effet spécifique individuel α_{0i} capture l'hétérogénéité entre les banques. Ces deux sources de persistance ne sont pas indépendantes. Dans la mesure où $LLP_{i,t}$ dépend de α_{0i} , il s'avère que $LLP_{i,t-1}$ dépend également de α_{0i} . La variable endogène retardée est donc corrélée avec l'effet spécifique individuel. Par conséquent, les estimateurs à effets fixes ou à effets aléatoires sont biaisés et non convergents (Baltagi, 2005).

Le recours à la méthode des moments généralisés (GMM) est préconisé pour obtenir une estimation non biaisée d'un modèle dynamique sur données de panel. Les estimateurs GMM sont également adaptés pour corriger des biais d'erreur de mesure ainsi que des biais d'endogénéité. Nous utilisons les estimateurs GMM en différences premières (Arellano et Bond, 1991) et en déviations orthogonales (Arellano et Bover, 1995). L'estimateur d'Arellano et Bond (1991) consiste à écrire l'équation à estimer en différence première afin d'éliminer l'effet spécifique individuel. De plus, la différence première de la variable endogène retardée doit être instrumentée car elle est corrélée avec la différence première du terme d'erreur. Les niveaux retardés d'au moins deux périodes de la variable endogène peuvent servir d'instruments. Une alternative à l'approche en

différence première consiste à utiliser des déviations orthogonales⁶ pour transformer le modèle et éliminer l'effet spécifique individuel (Arellano et Bover, 1995). Les méthodes d'estimation en différences premières et en déviations orthogonales sont présentées plus explicitement en annexe.

3.2.2 Résultats empiriques

Différentes spécifications de l'équation (3.1) sont estimées afin d'évaluer la robustesse de nos résultats. Ces estimations sont reportées dans les tableaux 3.3 et 3.4. Ces estimations sont obtenues avec l'estimateur GMM en déviations orthogonales et sont robustes à l'hétéroscédasticité. Le test de sur-identification de Sargan réalisé pour les différentes spécifications permet de valider les instruments utilisés (*J-stat* dans les tableaux) et le test d'autocorrélation proposé par Arellano et Bond (1991) (*AR*(1) et *AR*(2) dans les tableaux) permet de vérifier l'absence d'autocorrélation dans la série des résidus $\varepsilon_{i,t}$ (le choix des instruments se base sur cette hypothèse dans les estimateurs GMM).

En annexe, dans les tableaux 3.9 et 3.10, les estimations sont également réalisées avec l'estimateur GMM en différences premières d'Arellano et Bond (1991)⁷. Nous nous assurons également que la corrélation entre les variables exogènes soit faible (la matrice des corrélations entre les différentes variables est reportée en annexe dans le tableau 3.7).

⁶Pour chaque individu, la déviation orthogonale consiste à transformer chaque observation sous forme de déviation par rapport à la moyenne des futures observations pondérée par le temps correspondant à ces dernières. La transformation orthogonale de la variable x_{it} s'écrit donc :

$$\check{x}_{it} = \left(x_{it} - \frac{x_{it+1} + \dots + x_{iT}}{T - t} \right) \left(\frac{T - t}{T - t + 1} \right)^{1/2} \quad \text{pour } t = 1, \dots, T - 1$$

⁷Les résultats obtenus avec l'estimateur GMM en différences premières sont mis en annexe dans la mesure où ils donnent des résultats très proches de ceux obtenus avec l'estimateur GMM en déviations orthogonales. Blundell et Bond (2000) mettent en évidence que l'estimateur GMM sur les différences premières peut être biaisé et peu efficace quand la persistance de la variable endogène est très élevée, ce qui, nous le verrons dans nos estimations, n'est pas notre cas.

TAB. 3.3: Provisions non discrétionnaires et discrétionnaires

| <i>Variable endogène : $LLP_{i,t}$</i> | <i>Estimateur : GMM déviations orthogonales</i> | | | | | |
|---|---|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | (A) | (B) | (C) | (D) | (E) | (F) |
| $LLP_{i,t-1}$ (+) | 0,4037 ^a (0,0173) | 0,3025 ^a (0,0117) | 0,2233 ^a (0,0252) | 0,2056 ^a (0,0078) | 0,3973 ^a (0,0179) | 0,2058 ^a (0,0073) |
| $NPL_{i,t}$ (+) | 0,0062 ^b (0,0026) | 0,0006 (0,0017) | 0,0052 ^c (0,0027) | 0,0037 ^b (0,0015) | 0,0066 ^b (0,0026) | 0,0038 ^b (0,0015) |
| $\Delta NPL_{i,t}$ (+) | 0,0012 ^a (0,0001) | 0,0008 ^a (0,0001) | 0,0005 ^a (0,0002) | 0,0003 ^a (0,0001) | 0,0011 ^a (0,0002) | 0,0003 ^a (0,0001) |
| $L_{i,t}$ (+) | 0,0047 ^a (0,0006) | 0,0037 ^a (0,0003) | 0,0043 ^a (0,0008) | 0,0033 ^a (0,0002) | 0,0049 ^a (0,0006) | 0,0033 ^a (0,0002) |
| $\dot{y}_{i,t}$ (-) | -0,0092 ^c (0,0047) | -0,0065 ^b (0,0031) | -0,0094 ^b (0,0044) | -0,0064 ^a (0,0016) | -0,0094 ^b (0,0047) | -0,0064 ^a (0,0016) |
| $ER_{i,t}$ (+) | - | -0,2282 ^a (0,0102) | - | -0,3013 ^a (0,0040) | - | -0,3017 ^a (0,0041) |
| $ER_H_{i,t}$ (+) | - | 0,1208 ^a (0,0200) | - | 0,1807 ^a (0,0105) | - | 0,1805 ^a (0,0104) |
| $SIGN_{i,t}$ (+) | - | - | 0,1992 ^a (0,0156) | 0,0213 ^a (0,0044) | - | 0,0205 ^a (0,0044) |
| $TCRL_{i,t-1}$ (+) | - | - | - | - | 0,0180 (0,0085) | 0,0039 (0,0037) |
| $J-stat$ [p-stat] | 74,98 [0,2038] | 97,85 [0,2002] | 60,62 [0,1929] | 103,00 [0,4814] | 71,35 [0,2749] | 103,38 [0,4814] |
| $AR(1)$ [t-stat] | -0,369 [-4,99] | -0,358 [-4,84] | -0,215 [-2,50] | -0,312 [-3,63] | -0,321 [-4,34] | -0,312 [-3,63] |
| $AR(2)$ [t-stat] | 0,041 [0,55] | 0,042 [0,56] | -0,076 [-0,88] | -0,005 [-0,05] | 0,026 [0,35] | -0,005 [-0,05] |
| Obs. | 914 | 914 | 731 | 731 | 914 | 731 |

Note : a, b et c indiquent la significativité du coefficient estimé respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

3.2.2.1 Variables non discrétionnaires

Dans la première spécification du tableau 3.3 (la spécification (A)), nous considérons comme variables explicatives uniquement les variables associées à la composante non discrétionnaire des provisions. Le coefficient associé à la variable endogène retardée (α_1) est positif et significatif au seuil de 1% ce qui suggère que les banques ajustent leurs provisions pour pertes graduellement pour reconnaître leurs pertes potentielles. Cet ajustement dynamique des provisions pour pertes peut également signaler que les événements conduisant à une dégradation de la qualité du portefeuille de crédits ont un effet persistant. Les évolutions des provisions pour pertes sont ainsi reliées d'une période à l'autre. Les coefficients associés aux variables $NPL_{i,t}$ (α_2) et $\Delta_{t-1/t}NPL_{i,t}$ (α_3) sont positifs et significatifs respectivement au seuil de 5% et 1%. Ce résultat suggère que l'évolution cyclique des prêts non performants influence les provisions pour pertes dans le cadre d'un système de provisionnement basé sur des règles *ex post*. Le coefficient α_4 associé au ratio entre les crédits accordés par la banque et le total de ses actifs ($L_{i,t}$) est significatif au seuil de 1%. Les banques avec une activité de crédit plus développée ont donc tendance à constituer davantage de provisions pour pertes. Ce résultat peut s'expliquer soit par une volonté de couvrir des pertes potentielles non avérées plus larges, soit par une prise de risque plus importante conduisant à davantage de pertes potentielles avérées⁸. Enfin, le coefficient associé au taux de croissance du PIB (α_5) est négatif et significatif au seuil de 1%. La situation macroéconomique est donc un déterminant du choix des provisions pour pertes réalisées par les banques et renforce l'évolution cyclique des provisions pour pertes.

Ces résultats sont en accord avec la littérature s'attachant à identifier la composante non discrétionnaire des provisions (Whalen, 1994; Collins et al., 1995; Beaver et Engle, 1996; Ahmed et al., 1999; Lobo et Yang, 2001; Pérez et al., 2006). L'estimation de la composante non discrétionnaire avec l'estimateur GMM d'Arellano et

⁸La relation entre la variable L_{it} et les provisions pour pertes peut ainsi s'expliquer par la constitution de provisions générales ou de provisions spécifiques.

Bond (1991) (spécification (A) dans le tableau 3.9 en annexe) donne des résultats très proches. Afin de vérifier la robustesse de ces résultats, nous considérons deux options pour évaluer l'effet des prêts non performants sur les provisions pour pertes. En effet, dans la littérature, Whalen (1994) utilise par exemple la valeur retardée du ratio entre les prêts non performants et le total des crédits (noté $NPL_{i,t-1}$) et Beaver et Engle (1996) utilisent la variation future du ratio des prêts non performants (noté $\Delta NPL_{i,t+1} = NPL_{i,t+1} - NPL_{i,t}$). Les estimations réalisées avec ces différentes définitions des variables associées aux prêts non performants sont présentées en annexe dans le tableau 3.8 et ne remettent pas en cause les résultats obtenus. La composante non discrétionnaire est également estimée avec des modèles à effets fixes et à effets aléatoires. Ces résultats sont présentés dans le tableau 3.11 en annexe et donnent des résultats proches de ceux obtenus avec les estimateurs GMM.

3.2.2.2 Variables discrétionnaires

Les spécifications de (B) à (F) dans le tableau 3.3 prennent en compte progressivement les différentes variables représentant les comportements discrétionnaires des banques en plus des variables capturant la composante non discrétionnaire des provisions.

Dans la spécification (B), les variables associées au comportement de lissage des revenus sont introduites. Le profit avant provisions et taxes pourraient être partiellement endogène. L'ensemble des facteurs conduisant à des provisions pour pertes élevées pourraient également conduire à des profits avant provisions et taxes faibles. Afin de prendre en compte ce biais d'endogénéité éventuel, les profits avant provisions et taxes sont également instrumentés dans nos estimations. Le coefficient associé à la variable profits avant provisions et taxes (α_6) est négatif et significatif au seuil de 1%. Ce résultat est contraire à l'hypothèse de comportement de lissage des revenus. Les estimations montrent ainsi que les banques de notre échantillon réduisent leurs provisions pour pertes quand leurs profits avant provisions et taxes augmentent. Ce résultat renforce l'idée d'une évolution cyclique des provisions pour pertes déjà suggérée par la compo-

sante non discrétionnaire des provisions pour pertes. Pendant la phase haute du cycle économique, les banques enregistrent des profits élevés mais ne cherchent pas à lisser leurs revenus en augmentant leurs provisions pour pertes. Par ailleurs, le coefficient associé à la variable $ER_H_{i,t}$ (α_7), représentant les banques qui réalisent des bonnes performances en termes de profits, est positif et significatif au seuil de 1%. Ce résultat suggère donc une non-linéarité dans la relation entre les provisions pour pertes et les profits avant provisions et taxes. Les banques enregistrant des bonnes performances en termes de profits cherchent donc néanmoins à limiter l'évolution cyclique des provisions pour pertes. Cependant, un test de Wald permet de montrer que l'effet total ($\alpha_6 + \alpha_7$) des profits avant provisions et taxes sur les provisions pour pertes reste négatif et significativement différent de zéro au seuil de 5% pour les banques enregistrant une bonne performance en termes de profits.

Dans la spécification (C), seule la variable $SIGN_{i,t}$ associée au comportement de *signaling* est considérée comme composante discrétionnaire des provisions. Le coefficient associé à cette variable (α_9) est positif et significatif au seuil de 1%. Les provisions pour pertes des banques sont ainsi reliées aux variations futures de leurs profits indiquant que les banques ajustent leurs provisions dans une optique de *signaling*. Dans la spécification (D), la variable $SIGN_{i,t}$ est considérée conjointement aux variables associées au comportement de lissage des revenus. Le comportement de *signaling* reste significatif au seuil de 1% dans cette spécification bien que la valeur du coefficient associé à la variable $SIGN_{i,t}$ diminue sensiblement.

Dans la spécification (E), seule la variable $TCRL_{i,t-1}$ associée au comportement de gestion des fonds propres est considérée comme composante discrétionnaire des provisions. Le coefficient associé à cette variable (α_8) est non significatif au seuil de 10%. Les banques faiblement capitalisées ne semblent donc pas moins enclines à constituer des provisions pour pertes. Dans la spécification (F), nous considérons conjointement toutes les variables associées à la composante discrétionnaire des provisions. Le comportement de gestion des fonds propres reste non significatif dans cette spécification.

TAB. 3.4: Provisions non discrétionnaires et discrétionnaires (suite)

| <i>Variable endogène : $LLP_{i,t}$</i> | <i>Estimateur : GMM déviations orthogonales</i> | | | | | |
|---|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (G) | (H) | (I) | (J) | (K) | (L) |
| $LLP_{i,t-1}$ | 0,4071 ^a | 0,2843 ^a | 0,4046 ^a | 0,4060 ^a | 0,3020 ^a | 0,2393 ^a |
| (+) | (0,0178) | (0,0076) | (0,0175) | (0,0176) | (0,0126) | (0,0062) |
| $NPL_{i,t}$ | 0,0057 ^b | 0,0037 ^a | 0,0061 ^b | 0,0058 ^b | 0,0034 ^b | 0,0042 ^a |
| (+) | (0,0025) | (0,0013) | (0,0026) | (0,0026) | (0,0015) | (0,0011) |
| $\Delta NPL_{i,t}$ | 0,0012 ^a | 0,0003 ^a | 0,0012 ^a | 0,0011 ^a | 0,0008 ^a | 0,0003 ^a |
| (+) | (0,0002) | (0,0001) | (0,0002) | (0,0002) | (0,0002) | (0,0001) |
| $L_{i,t}$ | 0,0043 ^a | 0,0047 ^a | 0,0047 ^a | 0,0050 ^a | 0,0032 ^a | 0,0035 ^a |
| (+) | (0,0006) | (0,0006) | (0,0006) | (0,0006) | (0,0004) | (0,0003) |
| $\dot{y}_{i,t}$ | -0,0114 ^a | -0,0066 ^a | -0,0094 ^b | -0,0107 ^b | -0,0063 ^b | -0,0098 ^a |
| (-) | (0,0053) | (0,0016) | (0,0047) | (0,0049) | (0,0030) | (0,0011) |
| $ER_{i,t}$ | - | -0,3041 ^a | - | - | -0,1849 ^a | -0,2482 ^a |
| (+) | - | (0,0048) | - | - | (0,0090) | (0,0048) |
| $ER_H_{i,t}$ | - | 0,1639 ^a | - | - | - | - |
| (+) | - | (0,0111) | - | - | - | - |
| $ER^2_{i,t}$ | - | - | - | - | 0,0276 ^a | 0,0518 ^a |
| (+) | - | - | - | - | (0,0060) | (0,0011) |
| $SIGN_{i,t}$ | - | 0,0143 ^a | - | - | - | 0,0262 ^a |
| (+) | - | (0,0048) | - | - | - | (0,0048) |
| $EL_{i,t-1}$ | 0,0081 ^c | 0,0059 | - | - | - | - |
| (+) | (0,0044) | (0,0055) | - | - | - | - |
| $E_{i,t-1}$ | - | - | - | 0,0041 ^c | - | - |
| (+) | - | - | - | (0,0024) | - | - |
| $TCR_{i,t-1}$ | - | - | -0,0007 | - | - | - |
| (+) | - | - | (0,0015) | - | - | - |
| <i>J-stat</i> | 74,56 | 102,52 | 74,72 | 75,81 | 88,06 | 108,18 |
| [p-stat] | [0,1953] | [0,4948] | [0,2161] | [0,1915] | [0,4781] | [0,3440] |
| <i>AR(1)</i> | -0,366 | -0,315 | -0,370 | -0,366 | -0,355 | -0,295 |
| [t-stat] | [-4,92] | [-3,31] | [-4,97] | [-4,92] | [-4,77] | [-3,44] |
| <i>AR(2)</i> | 0,041 | -0,004 | 0,041 | 0,040 | 0,038 | -0,018 |
| [t-stat] | [0,55] | [-0,42] | [0,55] | [0,54] | [0,51] | [-0,21] |
| Obs. | 911 | 728 | 914 | 911 | 914 | 731 |

Note : a, b et c indiquent la significativité du coefficient estimé respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

3.2.2.3 Estimations complémentaires

Des estimations complémentaires, réalisées avec l'estimateur GMM en déviations orthogonales, sont présentées dans le tableau 3.4 afin de vérifier la robustesse des résultats obtenus sur les variables discrétionnaires. Les mêmes estimations réalisées avec l'estimateur GMM en différences premières sont présentées en annexe dans le tableau 3.10.

Dans les spécifications (G), (H), (I) et (J), nous envisageons différentes options pour évaluer le comportement de gestion des fonds propres. Nous avons cherché à évaluer ce comportement avec la variable $TCRL_{i,t-1}$ prenant la valeur du ratio de capitalisation si la banque est faiblement capitalisée et zéro dans les autres cas. De façon similaire, nous construisons la variable $EL_{i,t-1}$ à partir du ratio entre les fonds propres et le total de l'actif et non plus à partir du ratio de capitalisation. La variable $EL_{i,t-1}$ prend donc la valeur du ratio de fonds propres si la banque est faiblement capitalisée⁹ et zéro sinon. Dans la spécification (G) du tableau 3.4, nous considérons uniquement la variable $EL_{i,t-1}$ dans la composante discrétionnaire des provisions. Le coefficient associé à cette variable apparaît significatif au seuil de 10% et un résultat identique est obtenu avec l'estimateur GMM en différences premières dans le tableau 3.10 en annexe. Cependant, dans la spécification (H), nous considérons conjointement toutes les variables associées à la composante discrétionnaire des provisions ($ER_{i,t}$, $ER_H_{i,t}$, $SIGN_{i,t}$ et $EL_{i,t-1}$) et le coefficient associé à la variable $EL_{i,t-1}$ se révèle non significatif au seuil de 10%. L'utilisation du ratio de fonds propres à la place du ratio de capitalisation ne conduit donc pas à une modification des conclusions concernant l'absence de comportement de gestion des fonds propres. Dans les spécifications (I) et (J), nous ne faisons plus de distinctions entre les banques faiblement capitalisées et les autres banques pour construire nos variables. Nous considérons dans nos estimations les variables $TCR_{i,t-1}$ et $E_{i,t-1}$ prenant respectivement les valeurs du ratio de capitalisation et du ratio de

⁹Pour la construction de cette variable, les banques faiblement capitalisées correspondent aux banques dont le ratio de fonds propres moyen est dans le premier quartile des ratios de fonds propres moyens de l'ensemble de notre échantillon.

fonds propres pour toutes les banques. Les estimations des spécifications (I) et (J) ne nous permettent pas de conclure à un comportement de gestion des fonds propres. Bien que le coefficient associé à la variable $E_{i,t-1}$ soit significatif au seuil de 10% dans le tableau 3.4, ce résultat n'est pas vérifié quand nous utilisons l'estimateur GMM en différences premières (tableau 3.10 en annexe).

Dans le tableau 3.3, nos estimations montrent que contrairement à un comportement de lissage des revenus, les banques de notre échantillon ont tendance à réduire leurs provisions pour pertes lorsque leurs profits avant provisions et taxes augmentent. Une relation négative et significative entre les profits avant provisions et taxes et les provisions pour pertes est également obtenue en estimant des modèles à effets fixes et à effets aléatoires (tableau 3.11 en annexe)¹⁰. Cette relation apparaît cependant moins prononcée pour les banques enregistrant des performances en termes de profits supérieures à la moyenne. Dans les spécifications (K) et (L) du tableau 3.4, nous cherchons à évaluer d'une façon alternative la non-linéarité de l'effet des profits avant provisions et taxes sur les provisions constituées par les banques. Nous construisons la variable $(ER_{i,t})^2$ correspondant au carré du profit avant provisions et taxes. Dans la spécification (K), nous considérons uniquement les variables associées au comportement de lissage des revenus dans la composante discrétionnaire. Dans la spécification (L), nous considérons également le comportement de *signaling*. Ces estimations nous conduisent à des conclusions similaires à celles obtenues à partir des estimations du tableau 3.3. Le coefficient associé à la variable $ER_{i,t}$ est négatif et significatif au seuil de 1% et celui associé à la variable $(ER_{i,t})^2$ est positif et significatif au seuil de 1%. Ainsi, les banques constituent moins de provisions quand leurs profits avant provisions et taxes augmentent mais ce comportement est non linéaire. Les banques enregistrant des pertes élevées sont amenées à constituer davantage de provisions pour couvrir leurs pertes alors que les banques

¹⁰Dans le tableau (3.11), nous estimons également l'effet des profits avant provisions et taxes avec les estimateurs GMM d'Arellano et Bond (1991) et d'Arellano et Bover (1995) mais en utilisant une instrumentation différente. Dans le tableau (3.11), les variables ER_{it} et ER_H_{it} ne sont pas instrumentées mais les conclusions obtenues à partir des estimations précédentes ne sont pas modifiées.

enregistrant peu de pertes sont amenées à constituer davantage de provisions de façon à lisser leurs profits.

3.2.3 Composantes non discrétionnaire et discrétionnaire

Nous utilisons les estimations de l'équation (3.1) pour calculer une composante non discrétionnaire ($NDISC$) et une composante discrétionnaire ($DISC$) des provisions pour pertes. Les variables ainsi construites sont utilisées pour évaluer l'effet des comportements de provisionnement sur les fluctuations des crédits distribués par les banques. Nous supposons que les deux composantes des provisions pour pertes sont des fonctions linéaires des différentes variables explicatives retenues dans l'équation (3.1). Les composantes non discrétionnaire et discrétionnaire sont donc calculées comme étant la somme de variables explicatives multipliées par leur coefficient respectif. Plusieurs spécifications sont retenues pour calculer les composantes non discrétionnaire et discrétionnaire afin de tester la robustesse de nos résultats.

A partir de la spécification (A) présentée dans le tableau 3.3, nous construisons trois variables¹¹ :

$$\begin{aligned}
 NDISC_{i,t}^{A1} &= 0,4037LLP_{i,t-1} + 0,0062NPL_{i,t} + 0,0012\Delta NPL_{i,t} \\
 &\quad + 0,0047L_{i,t} - 0,0092\dot{y}_{i,t}, \\
 NDISC_{i,t}^{A2} &= 0,4037LLP_{i,t-1} + 0,0062NPL_{i,t} + 0,0012\Delta NPL_{i,t} + 0,0047L_{i,t}, \\
 DISC_{i,t}^{A1} &= LLP_{i,t} - NDISC_{i,t}^{A1}.
 \end{aligned}$$

La variable $NDISC_{i,t}^{A1}$ regroupe toutes les variables utilisées pour représenter les provisions non discrétionnaires réalisées par les banques. La variable $NDISC_{i,t}^{A2}$ prend en compte uniquement les variables spécifiques à la banque. Le taux de croissance du PIB n'est donc pas intégré dans la variable $NDISC_{i,t}^{A2}$. Dans la spécification (A), aucune va-

¹¹ Les variables $NDISC_{it}^{A1}$, $NDISC_{it}^{A2}$ et $DISC_{it}^{A1}$ sont également construites à partir de l'estimation de la spécification (A) obtenue avec l'estimateur GMM d'Arellano et Bond (1991) dans le tableau (3.9) en annexe.

riable associée aux comportements discrétionnaires n'est prise en compte. En utilisant une méthode similaire à celle employée notamment par Whalen (1994) ou Beaver et Engle (1996), nous construisons la variable $DISC_{i,t}^{A1}$ en supposant que les résidus de la spécification (A) sont une mesure de la composante discrétionnaire des provisions. Cette première approximation présente cependant deux faiblesses. D'une part, les propriétés statistiques de cette mesure sont celles des résidus de la spécification (A). D'autre part, la variable $DISC_{i,t}^{A1}$ capture également la variance des provisions non discrétionnaires n'ayant pas été identifiée par les variables incluses dans $NDISC_{i,t}^{A1}$.

Nous utilisons également la spécification (D) présentée dans le tableau 3.3 pour construire différentes composantes des provisions. Ainsi, nous construisons les quatre variables suivantes à partir de l'estimation de la spécification (D) :

$$\begin{aligned}
 NDISC_{i,t}^D &= 0,2056LLP_{i,t-1} + 0,0037NPL_{i,t} + 0,0003\Delta NPL_{i,t} \\
 &\quad + 0,0033L_{i,t} - 0,0064\dot{y}_{i,t} - 0,3013ER_{i,t}, \\
 DISC_{i,t}^{D1} &= 0,1807ER_H_{i,t} + 0,0213SIGN_{i,t}, \\
 DISC_{i,t}^{D2} &= 0,0213SIGN_{i,t}, \\
 DISC_{i,t}^{D3} &= 0,1807ER_H_{i,t}.
 \end{aligned}$$

La variable $NDISC_{i,t}^D$ prend en compte toutes les variables initialement utilisées dans l'équation (3.1) pour capturer la composante non discrétionnaire des provisions ainsi que la variable $ER_{i,t}$ (et son coefficient) évaluant l'effet des profits avant provisions et taxes sur les provisions pour pertes. En effet, contrairement à un comportement de lissage des revenus, le coefficient négatif associé à la variable $ER_{i,t}$ indique que les banques de notre échantillon ont tendance à réduire leurs provisions quand leurs profits avant provisions et taxes diminuent. L'effet capturé par la variable $ER_{i,t}$ renforce donc l'idée d'une évolution cyclique des provisions pour pertes dans le cadre d'un système de provisionnement *ex post*. Cet effet est donc intégré à la composante non discrétionnaire des provisions. La variable $NDISC_{i,t}^{D1}$ regroupe les deux variables explicatives associées aux comportements discrétionnaires apparaissant significatives

avec le signe attendu dans les estimations de l'équation (3.1). Les variables $ER_H_{i,t}$ et $SIGN_{i,t}$ capturent des provisions constituées par des banques se trouvant dans une bonne situation financière. Ces provisions discrétionnaires ne devraient pas influencer négativement les montants de crédit distribués par les banques mais pourraient caractériser au contraire des banques ayant une incitation à accroître leur activité de crédit. Les variables $NDISC_{i,t}^{D2}$ et $NDISC_{i,t}^{D3}$ considèrent séparément les deux composantes de la variable $NDISC_{i,t}^{D1}$.

3.3 Détermination des variations des crédits

Maintenant que nous avons construit des variables représentant les composantes non discrétionnaire et discrétionnaire des provisions, nous cherchons à estimer si ces différentes composantes affectent significativement les variations des crédits distribués par les banques.

3.3.1 Spécification économétrique

L'effet des pratiques de provisionnement des banques sur les variations des crédits qu'elles accordent est analysée avec la spécification suivante :

$$\begin{aligned} \Delta L_{i,t} = & \beta_{0i} + \underset{(+)}{\beta_1} \Delta L_{i,t-1} + \underset{(+)}{\beta_2} \Delta D_{i,t} + \underset{(+)}{\beta_3} \dot{y}_{i,t} + \underset{(-)}{\beta_4} i_{i,t} + \underset{(+)}{\beta_5} TCR_{i,t-1} \\ & + \underset{(-)}{\beta_6} NDISC_{i,t} + \underset{(-)}{\beta_7} NDISC_{i,t} \times Dum_{i,t} + \underset{(+/?)}{\beta_8} DISC_{i,t} + u_{i,t}, \end{aligned} \quad (3.2)$$

où β_{0i} est un effet spécifique individuel, $u_{i,t} \sim iid(0, \sigma_u)$ et où $\Delta L_{i,t} = (L_{i,t} - L_{i,t-1}) / [0, 5 \times (TA_{i,t} + TA_{i,t-1})]$ représente la variation des crédits, $TA_{i,t}$ représente le total des actifs, $\Delta D_{i,t}$ représente le taux de croissance des dépôts entre l'année $(t-1)$ et t , $\dot{y}_{i,t}$ représente le taux de croissance du PIB entre l'année $(t-1)$ et t , $i_{i,t}$ représente le taux d'intérêt du marché monétaire, $\pi_{i,t}$ représente le taux d'inflation entre l'année $(t-1)$ et t , $TCR_{i,t-1}$ est égale au ratio de capitalisation, $NDISC_{i,t}$ est égale à $NDISC_{i,t}^{A1}$, $NDISC_{i,t}^{A2}$ ou $NDISC_{i,t}^D$, $DISC_{i,t}$ est égale à $DISC_{i,t}^{A1}$, $DISC_{i,t}^{D1}$, $DISC_{i,t}^{D2}$

ou $DISC_{i,t}^{D3}$, $NDISC_{i,t} \times Dum_{i,t}$ est égale à la composante non discrétionnaire des provisions ($NDISC_{i,t}^{A1}$, $NDISC_{i,t}^{A2}$ ou $NDISC_{i,t}^D$) multipliée par une variable indicatrice prenant la valeur 1 si la banque i est classée comme faiblement capitalisée et 0 dans les autres cas.

Trois catégories de variables sont considérées dans cette spécification. La première catégorie est constituée de deux variables macroéconomiques, le taux de croissance du PIB et le taux d'intérêt du marché monétaire. Ces deux variables peuvent être considérées comme des variables de contrôle permettant de prendre en compte les modifications de l'environnement macroéconomique. Nous attendons une relation positive entre les variations des crédits et le taux de croissance du PIB ($\beta_3 > 0$) dans la mesure où cette variable capture les fluctuations de la demande pouvant s'adresser aux banques. Par ailleurs, nous attendons une relation négative entre le taux d'intérêt du marché monétaire et les variations des crédits ($\beta_4 < 0$). Une augmentation de ce taux peut s'apparenter à la mise en place d'une politique monétaire restrictive et devrait donc conduire à une contraction des crédits accordés par les banques.

La deuxième catégorie est constituée de trois variables spécifiques à chaque banque. Nous considérons un ajustement dynamique des variations des crédits et donc la variable endogène retardée est utilisée comme variable explicative. Nous attendons un coefficient positif ($\beta_1 > 0$) associé à cette variable. Nous considérons également le taux de croissance des dépôts entre l'année $(t - 1)$ et t afin de prendre en compte les variations affectant les ressources des banques¹². Nous attendons donc une relation positive entre le taux de croissance des dépôts et les variations des crédits ($\beta_2 > 0$). Enfin, nous considérons la variable $TCR_{i,t-1}$, représentant la ratio de capitalisation, afin de prendre en compte l'effet de la réglementation sur les fonds propres sur les variations des crédits. Le coefficient associé à cette variable devrait être positif ($\beta_5 > 0$) si la réglementation sur les fonds propres représente une contrainte pour les banques faiblement capitalisées.

¹²Une part significative des ressources des banques se compose de financements de marché. Cependant, les évolutions de ce type de ressource sont fortement corrélées avec les évolutions des dépôts. Nous ne prenons donc pas en compte les financements de marché dans nos estimations.

La troisième catégorie est constituée des variables associées aux comportements de provisionnement de la banque. La composante non discrétionnaire des provisions pour pertes ($NDISC_{i,t}$) représente les provisions pour pertes que la banque constitue pour couvrir ses pertes potentielles. Cette composante des provisions pour pertes devrait donc affecter négativement l'incitation de la banque à accroître son activité de crédit ($\beta_6 < 0$) dans la mesure où les pertes potentielles associées à cette activité apparaissent plus élevées. Pendant la phase basse du cycle, le rendement de l'activité de crédit de la banque est particulièrement affecté par l'augmentation des provisions pour pertes dans le cadre d'un système de provisionnement *ex post*. Quelle que soit la composante non discrétionnaire utilisée ($NDISC_{i,t}^{A1}$, $NDISC_{i,t}^{A2}$ ou $NDISC_{i,t}^D$), nous attendons un signe négatif associé à cette variable ($\beta_6 < 0$). Par ailleurs, nous considérons la variable d'interaction $NDISC_{i,t} * Dum_{i,t}$ ($Dum_{i,t}$ est une variable indicatrice prenant la valeur 1 si la banque i est classée comme faiblement capitalisée et 0 dans les autres cas) afin de tester la présence d'une non linéarité dans la relation entre la composante non discrétionnaire des provisions et les variations des crédits. En effet, l'effet de la composante non discrétionnaire des provisions sur les variations des crédits pourrait être plus important pour les banques faiblement capitalisées ($\beta_7 < 0$) dans la mesure où ces banques ne disposent pas de fonds propres excédentaires pour compenser une augmentation de leurs pertes. Les provisions non discrétionnaires et les fonds propres pourraient jouer un rôle substituable pour la couverture du risque de crédit et les variations des crédits des banques les moins capitalisées seraient donc plus sensibles à une augmentation des provisions non discrétionnaires. Enfin, nous considérons une composante discrétionnaire des provisions $DISC_{i,t}$ pouvant prendre la valeur des différentes variables discrétionnaires calculées : $DISC_{i,t}^{A1}$, $DISC_{i,t}^{D1}$, $DISC_{i,t}^{D2}$ ou $DISC_{i,t}^{D3}$. La variable $DISC_{i,t}^{A1}$ regroupe l'ensemble des provisions pour pertes qui n'ont pas été identifiées comme non discrétionnaires dans nos estimations. Nous n'avons donc pas d'a priori sur l'effet que cette variable pourrait avoir sur les variations des crédits des banques. Les variables $DISC_{i,t}^{D1}$, $DISC_{i,t}^{D2}$ et $DISC_{i,t}^{D3}$ sont en revanche construites à partir des provisions discrétionnaires que nous avons identifiées dans nos estimations.

Le comportement de lissage des revenus des banques enregistrant une bonne performance en termes de profits et le comportement de *signaling* que nous avons identifiés pourraient contrebalancer l'évolution cyclique des provisions non discrétionnaires. Ces provisions pour pertes sont constituées quand la banque est dans une bonne situation financière, ce qui pourrait l'inciter à accroître le montant de crédits distribués.

3.3.2 Résultats empiriques

L'estimation de l'équation (3.2) est réalisée avec la méthode des GMM. Nous avons indiqué dans la section précédente que cette méthode d'estimation est adaptée pour prendre en compte le biais de simultanéité apparaissant dans le cadre d'un ajustement dynamique. Cette méthode permet également de corriger le biais d'erreur de mesure pouvant être associé à certaines variables explicatives (voir l'annexe sur la présentation des GMM). Les composantes non discrétionnaire et discrétionnaire des provisions sont construites à partir des coefficients estimés de l'équation (3.1) et donc contiennent des erreurs de mesure. Les variables $NDISC_{i,t}$ et $DISC_{i,t}$ doivent donc également être instrumentées pour parvenir à une estimation non biaisée de l'équation (3.2). Par ailleurs, les estimateurs GMM permettent de corriger un biais d'endogénéité. L'estimation du coefficient associé aux variations des dépôts ($\Delta D_{i,t}$) pourrait être affectée par un biais d'endogénéité. Cette variable est donc également instrumentée.

Nous utilisons les estimateurs GMM en différences premières et en déviations orthogonales. Les estimations obtenues avec l'estimateur GMM en déviations orthogonales sont reportées dans les tableaux 3.5 et 3.6. Les estimations obtenues avec l'estimateur GMM en différences premières sont reportées en annexe dans les tableaux 3.13 et 3.14. Les estimations réalisées sont robustes à l'hétéroscédasticité. Nous nous assurons également que la corrélation entre les variables exogènes soit faible (la matrice des corrélations entre les différentes variables est reportée en annexe dans le tableau 3.12).

3.3.2.1 Variables communes aux différentes spécifications estimées

Les variables macroéconomiques considérées dans l'équation (3.2) apparaissent pertinentes pour expliquer les variations des crédits. Dans la grande majorité des spécifications reportées dans les tableaux 3.5 et 3.6, le coefficient associé au taux de croissance du PIB (β_3) est positif et significatif au seuil de 1% et le coefficient associé au taux d'intérêt (β_4) est négatif et significatif au seuil de 1%. Durant une phase d'expansion économique, davantage de projets deviennent profitables et la situation financière des agents s'améliore, ce qui légitime une évolution procyclique des variations des crédits. Le coefficient négatif associé au taux d'intérêt sur le marché monétaire illustre les effets de la politique monétaire. Ces derniers peuvent provenir d'un ajustement de la demande expliqué par le canal du taux d'intérêt et / ou d'un ajustement de l'offre selon le canal du crédit (Bernanke et Gertler, 1995).

Les variables spécifiques à la banque apparaissent également pertinentes pour expliquer les variations des crédits. Le coefficient associé à la variable endogène retardée (β_1) est positif et significatif au seuil de 1% dans toutes les spécifications estimées mais l'amplitude de cet effet dynamique apparaît relativement faible. Le coefficient estimé prend des valeurs entre 0,04 et 0,07 selon les spécifications. Le coefficient associé au taux de croissance des dépôts (β_2) se révèle également positif et significatif au seuil de 1% dans toutes les spécifications estimées. Une variation des ressources en dépôt s'accompagne d'une variation des crédits. Le coefficient estimé prend des valeurs entre 0,10 et 0,19 selon les spécifications indiquant qu'une variation des ressources en dépôt ne se transmet pas intégralement sur les variations des crédits. Enfin, le coefficient associé aux fonds propres réglementaires possédés par les banques (β_5) est positif et significatif au moins au seuil de 10% dans la grande majorité des spécifications. La réglementation sur les fonds propres apparaît donc comme une contrainte dans les fluctuations des crédits. Les banques commençant une période avec un niveau relativement faible de fonds propres ont une capacité limitée pour accroître le montant de crédits qu'elles distribuent. Autrement dit, une augmentation des fonds propres réglementaires détenus

TAB. 3.5: Fluctuations de l'offre de crédit et provisionnement

| <i>Variable endogène : $\Delta L_{i,t}$</i> | <i>Estimateur : GMM déviations orthogonales</i> | | | | | |
|--|---|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | (a) | (b) | (c) | (d) | (e) | (f) |
| $\Delta L_{i,t-1}$ (+) | 0,0450 ^a (0,0171) | 0,0712 ^a (0,0117) | 0,0711 ^a (0,0115) | 0,0685 ^a (0,0052) | 0,0842 ^a (0,0100) | 0,0435 ^a (0,0169) |
| $\Delta D_{i,t}$ (+) | 0,1045 ^a (0,0137) | 0,1395 ^a (0,0102) | 0,1392 ^a (0,0103) | 0,1395 ^a (0,0056) | 0,1165 ^a (0,0076) | 0,1065 ^a (0,0138) |
| $\dot{y}_{i,t}$ (+) | 0,5503 ^a (0,1408) | 0,3799 ^a (0,0915) | 0,3979 ^a (0,0880) | 0,3456 ^a (0,0592) | 0,3133 ^a (0,0718) | 0,5572 ^a (0,1388) |
| $\dot{i}_{i,t}$ (-) | -0,2431 ^c (0,1443) | -0,3690 ^a (0,0741) | -0,3649 ^a (0,0739) | -0,3558 ^a (0,0416) | -0,3260 ^a (0,0684) | -0,2441 ^c (0,1421) |
| $TCR_{i,t-1}$ (+) | 0,1681 ^b (0,0682) | 0,1119 ^b (0,0530) | 0,1092 ^b (0,0530) | 0,1265 ^a (0,0462) | 0,2286 ^a (0,0543) | 0,1675 ^b (0,0696) |
| $LLP_{i,t}$ (-) | -0,0313 ^a (0,0066) | - | - | - | - | -0,0375 ^a (0,0071) |
| $NDISC_{i,t}^{A1}$ (-) | - | -0,0186 ^c (0,0110) | - | -0,0467 ^a (0,0067) | -0,0348 ^a (0,0076) | - |
| $NDISC_{i,t}^{A2}$ (-) | - | - | -0,0184 ^c (0,0110) | - | - | - |
| $NDISC_{i,t}$ $\times Dum_{i,t}$ (-) | - | - | - | - | -0,0317 ^b (0,0145) | 0,0245 (0,0159) |
| $DISC1_{i,t}^{A1}$ (?) | - | - | - | -0,0286 ^a (0,0063) | -0,0120 ^b (0,0055) | - |
| <i>Wald test</i> [p-stat] | - | - | - | 5,34 [0,0208] | 9,79 [0,0017] | - |
| <i>J-stat</i> [p-stat] | 56,07 [0,3248] | 83,71 [0,3086] | 83,35 [0,3184] | 108,59 [0,3339] | 103,61 [0,4264] | 56,40 [0,2801] |
| $AR(1)$ [t-stat] | -0,384 [-4,57] | -0,396 [-4,71] | -0,396 [-4,71] | -0,389 [-4,63] | -0,397 [-4,71] | -0,381 [-4,53] |
| $AR(2)$ [t-stat] | 0,039 [0,46] | 0,040 [0,47] | 0,039 [0,46] | 0,043 [0,51] | 0,047 [0,54] | 0,038 [0,45] |
| Obs. | 751 | 731 | 731 | 731 | 731 | 751 |

Note : a, b et c indiquent la significativité du coefficient estimé respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses. Le test de Wald vérifie l'égalité entre les coefficients associés aux variables non discrétionnaire et dicrétionnaire.

conduit à un desserrement de cette contrainte réglementaire et permet aux banques d'enregistrer une progression de leurs crédits significativement plus élevée.

3.3.2.2 Provisions totales et provisions non discrétionnaires

Dans la spécification **(a)** présentée dans le tableau 3.5, nous ne considérons pas parmi les variables explicatives les composantes non discrétionnaire ou discrétionnaire des provisions construites à partir des estimations précédentes mais nous introduisons directement les provisions pour pertes ($LLP_{i,t}$). Le coefficient associé aux provisions pour pertes est négatif et significatif au seuil de 1%. Les banques constituant d'importantes provisions sont donc amenées à accroître moins sensiblement leurs crédits. Ce résultat est également avancé par Nier et Zicchino (2006). Cependant, les provisions pour pertes constituées par les banques résultent en pratique de différents comportements et ne signalent pas nécessairement une détérioration de la situation financière de la banque. La construction de variables sur les composantes non discrétionnaire et discrétionnaire des provisions permet donc d'examiner plus en détail la relation entre les pratiques de provisionnement des banques et les variations des crédits qu'elles accordent.

Dans les spécifications **(b)** et **(c)** présentées dans le tableau 3.5, nous introduisons respectivement les variables $NDISC_{i,t}^{A1}$ et $NDISC_{i,t}^{A2}$ pour représenter les provisions non discrétionnaires constituées par les banques¹³. Les coefficients associés à ces deux variables sont négatifs et significatifs au seuil de 10%. De plus, les différents coefficients estimés pour les spécifications **(b)** et **(c)** sont très proches, indiquant que la différence entre les variables $NDISC_{i,t}^{A1}$ et $NDISC_{i,t}^{A2}$ est mineure. Le coefficient associé aux provisions pour pertes dans la spécification **(a)** est plus élevé que le coefficient associé aux provisions non discrétionnaires dans les spécifications **(b)** ou **(c)** du tableau 3.5. Cependant, ce résultat ne peut donner lieu à une interprétation aisée. D'une part, les variables $NDISC_{i,t}^{A1}$ et $NDISC_{i,t}^{A2}$ ne capturent pas de façon exhaustive la composante

¹³Le taux de croissance du PIB est pris en compte comme un des déterminants des provisions non discrétionnaires dans la variable $NDISC_{it}^{A1}$ et il n'est pas pris en compte dans la variable $NDISC_{it}^{A2}$.

discrétionnaire des provisions des banques. D'autre part, dans les résultats obtenus avec l'estimateur GMM en différences premières et présentés en annexe dans le tableau 3.6, le coefficient associé aux provisions non discrétionnaires dans les spécifications **(b)** ou **(c)** est légèrement plus élevé que le coefficient associé aux provisions pour pertes dans la spécification **(a)**. L'intérêt de notre approche réside davantage dans l'identification des déterminants des provisions pour pertes qui affecteront négativement les variations des crédits. Ainsi, l'estimation de la spécification **(a)** confirme l'idée que les banques constituant des provisions importantes ont tendance à enregistrer des progressions plus lentes de leurs crédits. Les spécifications **(b)** et **(c)** montrent que la composante non discrétionnaire des provisions peut expliquer cette relation négative. En particulier, lorsqu'une banque enregistre davantage de prêts non performants, sa situation financière se détériore, ce qui ne l'incite pas à accroître son activité de crédit.

3.3.2.3 Provisions discrétionnaires et non discrétionnaires

Dans la spécification **(d)**, nous considérons conjointement les composantes non discrétionnaire et discrétionnaire des provisions. La composante discrétionnaire est représentée par la variable $DISC1_{i,t}^{A1}$ correspondant à l'ensemble des provisions non prises en compte dans la composante non discrétionnaire $NDISC_{i,t}^{A1}$. Les deux composantes des provisions considérées apparaissent affecter négativement et significativement au seuil de 1% les variations des crédits. Le signe négatif du coefficient associé à la variable $DISC1_{i,t}^{A1}$ peut s'expliquer soit par le fait qu'une partie des provisions non discrétionnaires n'ait pas été capturée par la variable $NDISC_{i,t}^{A1}$ et se retrouve donc dans la variable $DISC1_{i,t}^{A1}$, soit par le fait qu'un comportement discrétionnaire de provisionnement des banques se répercute négativement sur les variations des crédits. Le coefficient associé à la composante non discrétionnaire apparaît plus élevé en valeur absolue que celui associé à la composante discrétionnaire. Un test de Wald reporté dans le tableau 3.5 montre que l'hypothèse d'égalité entre les coefficients associés aux variables $DISC1_{i,t}^{A1}$ et $NDISC_{i,t}^{A1}$ ne peut pas être acceptée au seuil de 5%. Ainsi, les variations des crédits distribués par les banques s'avèrent plus sensibles aux provisions non dis-

créditionnaires capturées dans la variable $NDISC_{i,t}^{A1}$ qu'aux provisions regroupées dans la variable $DISC1_{i,t}^{A1}$. Ce résultat renforce l'idée que ce sont bien les provisions non discrétionnaires, notamment sous l'impulsion des prêts non performants, qui ont une répercussion prépondérante sur les variations des crédits. Les règles de provisionnement *ex post* conduisent donc à une amplification des fluctuations des crédits. Le faible montant de provisions pour pertes que les banques doivent constituer pendant la phase haute du cycle les encourage à accroître leurs crédits. Inversement, l'identification de prêts non performants pendant un ralentissement économique contraint les banques à augmenter leurs provisions pour pertes ce qui réduit leur incitation à accroître leurs crédits.

Dans la spécification **(e)** présentée dans le tableau 3.5, nous évaluons si l'effet des provisions non discrétionnaires est plus prononcé pour les banques faiblement capitalisées. Le coefficient associé à la variable d'interaction $NDISC_{i,t} * Dum_{i,t}$ ¹⁴ est négatif et significatif au seuil de 5%. L'interdépendance entre les provisions pour pertes et les fonds propres est notamment soulignée par Jordan et al. (2002). Les banques peuvent se servir de leurs fonds propres pour faire face à une augmentation de leurs pertes attendues suite à une détérioration de la qualité du portefeuille de crédits. Les banques faiblement capitalisées n'ont pas la capacité de se servir de cette substituabilité entre fonds propres et provisions pour pertes. Une augmentation des provisions non discrétionnaires conduit donc les banques faiblement capitalisées à davantage ajuster leurs crédits.

Dans la spécification **(f)**, nous considérons les provisions pour pertes totales ($LLP_{i,t}$), nous ne faisons donc pas de distinction entre les différentes composantes des provisions. La variable d'interaction $NDISC_{i,t} * Dum_{i,t}$ prend donc la valeur des provisions pour pertes ($LLP_{i,t}$) si la banque est faiblement capitalisée et zéro sinon. Le coefficient à la variable $NDISC_{i,t} * Dum_{i,t}$ dans la spécification **(f)** est positif et non significatif

¹⁴Dans la spécification **(e)**, la variable $NDISC_{it} * Dum_{it}$ prend la valeur des provisions non discrétionnaires mesurées par $NDISC_{it}^{A1}$ si la banque est considérée comme faiblement capitalisée et zéro sinon.

au seuil de 10%. Ainsi, lorsque nous considérons les provisions pour pertes et non pas spécifiquement les provisions non discrétionnaires, l'interaction des fonds propres et des provisions se révèle non significative. Concernant la gestion des pertes par les banques, les provisions pour pertes totales ($LLP_{i,t}$) s'avèrent donc être une mesure trop agrégée pour faire ressortir les interactions des provisions et des fonds propres.

Dans la spécification **(g)** présentée dans le tableau 3.6, les provisions non discrétionnaires sont mesurées par la variable $NDISC_{i,t}^{D15}$. Les résultats obtenus avec cette spécification renforcent les conclusions auxquelles nous sommes parvenus avec les spécifications précédemment estimées. Le coefficient associé à la variable $NDISC_{i,t}^D$ apparaît négatif et significatif au seuil de 1%. De plus, dans la spécification **(g)**, nous montrons que l'effet des provisions non discrétionnaires sur les variations des crédits est plus prononcé pour les banques faiblement capitalisées quand les provisions non discrétionnaires sont représentées par la variable $NDISC_{i,t}^D$.

Dans les spécifications **(h)**, **(i)** et **(j)** présentée dans le tableau 3.6, nous introduisons alternativement les variables $DISC_{i,t}^{D1}$, $DISC_{i,t}^{D2}$ et $DISC_{i,t}^{D3}$ pour représenter la composante discrétionnaire des provisions. Dans ces trois variables, nous considérons les différents aspects des provisions discrétionnaires que nous avons pu identifier dans nos estimations. La variable $DISC_{i,t}^{D1}$ regroupe les provisions discrétionnaires associées à la fois au comportement de lissage des revenus des banques enregistrant des profits avant provisions et taxes élevés et au comportement de *signaling*. La variable $DISC_{i,t}^{D2}$ regroupe uniquement les provisions discrétionnaires associées au comportement de *signaling* et la variable $DISC_{i,t}^{D3}$ regroupe uniquement les provisions discrétionnaires associées au comportement de lissage des revenus des banques enregistrant des profits avant provisions et taxes élevés. Dans ces trois spécifications, la composante discrétionnaire apparaît toujours non significative au seuil de 10%. Ainsi, les provisions pour pertes prises en compte dans les variables $DISC_{i,t}^{D1}$, $DISC_{i,t}^{D2}$ et $DISC_{i,t}^{D3}$ sont réalisées

¹⁵ La variable $NDISC_{i,t}^D$ prend en compte dans les déterminants des provisions non discrétionnaires la relation négative obtenue dans nos estimations entre les profits avant provisions et taxes et les provisions pour pertes.

TAB. 3.6: Fluctuations de l'offre de crédit et provisionnement (suite)

| <i>Variable endogène : $\Delta L_{i,t}$</i> | | <i>Estimateur : GMM déviations orthogonales</i> | | | |
|--|----------------------|---|----------------------|----------------------|----------------------|
| | <i>(g)</i> | <i>(h)</i> | <i>(i)</i> | <i>(j)</i> | <i>(k)</i> |
| $\Delta L_{i,t-1}$ | 0,0577 ^a | 0,0545 ^a | 0,0154 ^a | 0,0776 ^a | 0,0598 ^a |
| (+) | (0,0109) | (0,0061) | (0,0053) | (0,0054) | (0,0110) |
| $\Delta D_{i,t}$ | 0,1410 ^a | 0,1775 ^a | 0,1935 ^a | 0,1819 ^a | 0,1507 ^a |
| (+) | (0,0096) | (0,0051) | (0,0043) | (0,0026) | (0,0062) |
| $\dot{y}_{i,t}$ | 0,2867 ^a | 0,2650 ^a | 0,2637 ^a | 0,2279 ^a | 0,2458 ^a |
| (+) | (0,0894) | (0,0816) | (0,0488) | (0,0616) | (0,0754) |
| $\dot{i}_{i,t}$ | -0,2430 ^a | -0,3976 ^a | -0,3612 ^a | -0,4770 ^a | -0,2832 ^a |
| (-) | (0,0805) | (0,0446) | (0,0459) | (0,0351) | (0,0522) |
| $TCR_{i,t-1}$ | 0,0838 ^c | 0,0714 ^c | -0,0102 | 0,0847 ^b | 0,0818 ^c |
| (+) | (0,0500) | (0,0381) | (0,0288) | (0,0330) | (0,0466) |
| $NDISC_{i,t}^D$ | -0,0286 ^a | -0,0219 ^a | -0,0402 ^a | -0,0227 ^a | -0,0178 ^b |
| (-) | (0,0104) | (0,0082) | (0,0064) | (0,0091) | (0,0087) |
| $DISC_{i,t}^{D1}$ | - | 0,0038 | - | - | - |
| (?) | | (0,0375) | | | |
| $DISC_{i,t}^{D2}$ | - | - | -0,0965 | - | - |
| (?) | | | (0,0713) | | |
| $DISC1_{i,t}^{D3}$ | - | - | - | -0,0010 | - |
| (?) | | | | (0,0025) | |
| $NDISC_{i,t}$ | - | - | - | - | -0,0340 ^a |
| $*Dum_{i,t}$ | | | | | (0,0099) |
| (-) | | | | | |
| $J-stat$ | 82,84 | 94,73 | 98,92 | 101,82 | 97,28 |
| [p-stat] | [0,3248] | [0,3248] | [0,3248] | [0,3248] | [0,3248] |
| $AR(1)$ | -0,388 | -0,405 | -0,400 | -0,399 | -0,390 |
| [t-stat] | [5,21] | [3,90] | [3,85] | [5,36] | [5,24] |
| $AR(2)$ | 0,042 | 0,047 | 0,039 | 0,044 | 0,041 |
| [t-stat] | [0,56] | [0,45] | [0,37] | [0,59] | [0,55] |
| Obs. | 731 | 551 | 551 | 731 | 731 |

Note : a, b et c indiquent la significativité du coefficient estimé respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

par des banques dans une bonne situation financière afin de se signaler et/ou de lisser leurs profits mais ces comportements de provisionnement des banques ne semblent pas directement reliés aux variations de leurs crédits.

3.3.3 Procédures de robustesse

Les variables représentant les provisions discrétionnaires et non discrétionnaires ont été construites à partir des estimations de différentes spécifications de l'équation (3.1). Nous avons utilisé des coefficients estimés pour construire ces variables mais il convient également de prendre en compte explicitement l'incertitude portant sur ces coefficients estimés (mesurée par leurs écarts-types) afin d'évaluer la robustesse de nos résultats. Pour cela, nous utilisons une méthode d'estimation itérative articulée en deux étapes.

Dans un premier temps, nous générons un grand nombre de variantes pour les différentes variables discrétionnaires et non discrétionnaires construites¹⁶. Ces variantes sont obtenues en ajoutant ou en soustrayant alternativement à un des coefficients utilisés pour construire les variables discrétionnaires et non discrétionnaires une certaine proportion de son écart-type. Les différentes versions des variables ainsi construites permettent de rendre compte de l'incertitude reposant sur l'estimation de l'équation (3.1) et donc sur la définition des différentes composantes des provisions.

Dans un second temps, nous estimons de façon itérative l'équation (3.2) pour toutes les variantes des variables créées. Nous pouvons ainsi en déduire une distribution pour chaque coefficient estimé dans l'équation (3.2). Plus précisément, nous nous intéressons aux distributions des coefficients associés aux variables discrétionnaires et non discrétionnaires.

Les estimations itératives réalisées permettent de conclure en faveur de la robustesse de la relation estimée entre les provisions non discrétionnaires et les variations des crédits. Les distributions des coefficients et des t -stats sont fortement concentrées autour

¹⁶Tous les détails des procédures de robustesse réalisées sont présentés en annexe.

de leur moyenne. Ce résultat signifie donc que nos estimations sont peu sensibles à l'incertitude sur le calcul des différentes composantes des provisions.

Dans la première procédure de robustesse réalisée, les variantes des variables sont construites en ajoutant ou en soustrayant alternativement à un des coefficients de l'équation (3.1) utilisés une certaine proportion de son écart-type. Il peut être également intéressant de réaliser une seconde procédure de robustesse dans laquelle les variantes des variables sont construites en ajoutant ou en soustrayant simultanément à tous les coefficients de l'équation (3.1) utilisés une certaine proportion de leur écart-type. Les modifications apportées aux variables construites sont donc sensiblement plus importantes avec cette seconde approche.

Les résultats obtenus mettent en avant une sensibilité un peu plus importante de nos estimations à l'incertitude sur le calcul des différentes composantes des provisions. Cependant, nous pouvons toujours conclure à la robustesse de la relation estimée entre les provisions non discrétionnaires et les variations des crédits.

Conclusion

Dans ce chapitre, nous nous sommes attachés à évaluer empiriquement si les pratiques actuelles de provisionnement en Europe amplifient les fluctuations sur le marché du crédit. Nous utilisons un panel non cylindré de 186 banques européennes sur la période 1992-2004 constitué à partir de la base Bankscope Fitch IBCA pour réaliser nos estimations. Nous avons recours aux estimateurs GMM en différences premières et en déviations orthogonales afin d'estimer des équations dynamiques sur données de panel.

Dans un premier temps, nous estimons une équation sur les provisions pour pertes afin de distinguer les composantes non discrétionnaire et discrétionnaire des provisions. Nous parvenons ainsi à identifier une composante non discrétionnaire des provisions constituée par les banques afin de couvrir leurs pertes attendues. L'identification de comportements discrétionnaires s'avère moins aisée. Nous parvenons à mettre en évi-

dence un comportement de *signaling* et partiellement, pour les banques enregistrant des profits élevés, un comportement de lissage des revenus. Par contre, le comportement de gestion des fonds propres n'apparaît pas significatif dans nos estimations. Cette difficulté d'identifier des comportements discrétionnaires de provisionnement a déjà été soulignée dans la littérature et pourrait s'expliquer par le fait que ces comportements discrétionnaires sont spécifiques à chaque banque.

Les estimations réalisées dans cette première étape nous permettent de construire des variables représentant les composantes non discrétionnaire et discrétionnaire des provisions. Ces variables sont considérées comme des variables explicatives dans une équation déterminant les variations des crédits distribués par les banques. Nos estimations montrent ainsi que la composante non discrétionnaire des provisions amplifie les variations des crédits. Quand les pertes attendues avérées d'une banque diminuent, par exemple durant une phase d'expansion économique, les provisions non discrétionnaires qu'elle doit constituer diminuent également. L'incitation de la banque à accroître sa distribution de crédits est renforcée dans la mesure où le coût apparent de l'activité de crédit diminue. Inversement, lorsqu'une banque est amenée à constituer des provisions non discrétionnaires importantes, sa situation financière se dégrade, l'activité de crédit se révèle risquée et la banque est ainsi incitée à restreindre son portefeuille de crédits. De plus, l'effet des provisions non discrétionnaires sur les variations des crédits apparaît plus prononcé pour les banques faiblement capitalisées. Provisions et fonds propres peuvent faire office de substituts pour couvrir les pertes de crédit mais les banques faiblement capitalisées ne peuvent pas se servir de cette substitution dans la mesure où elles ne disposent pas de fonds propres excédentaires. Par ailleurs, les provisions discrétionnaires que nous parvenons à identifier ne semblent pas affecter significativement les variations des crédits distribués par les banques.

Les résultats avancés dans ce chapitre sont donc favorables à la mise en place d'un système de provisionnement dynamique en Europe. L'Espagne s'est orientée dans cette direction en adoptant récemment un système de provisionnement dynamique. La géné-

ralisation de cette démarche nécessiterait cependant des efforts importants pour harmoniser les pratiques comptables et de taxation associées aux provisions pour pertes.

Annexe du Chapitre 3

A Méthode d'estimation

Nous présentons brièvement les deux méthodes des moments généralisés (GMM) utilisées dans ce chapitre ainsi que les tests qui leur sont généralement associés. Plus précisément, nous utilisons les estimateurs GMM en différences premières (Arellano et Bond, 1991) et en déviations orthogonales (Arellano et Bover, 1995). Ces estimateurs permettent de corriger le biais de simultanéité apparaissant par construction lorsque l'on souhaite estimer une équation dynamique sur données de panel. Ces estimateurs permettent également de corriger des biais d'endogénéité et d'erreur de mesure.

Considérons l'équation dynamique suivante :

$$y_{i,t} = \phi_1 y_{i,t-1} + \phi_2 x_{i,t} + u_{i,t}, \quad (\text{A.1})$$

avec

$$u_{i,t} = \mu_i + v_{i,t}$$

où $y_{i,t}$ est la variable endogène, $x_{i,t}$ une variable exogène, $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ l'hétérogénéité individuelle et $v_{i,t} \sim iid(0, \sigma_v^2)$ le terme d'erreur. De plus, $i = 1, \dots, N$ représente le nombre d'individus dans le panel et $t = 1, \dots, T$ représente le nombre de périodes dans le panel. Un effet spécifique temporel pourrait également être intégré à l'équation (A.1).

Dans cette spécification, $y_{i,t}$ est une fonction de l'effet individuel μ_i . La variable endogène retardée $y_{i,t-1}$ est donc également une fonction de μ_i . Les différents régresseurs dans l'équation (A.1) ne sont donc pas indépendants.

A.1 Méthode en différences premières

L'effet individuel peut être éliminé si l'équation (A.1) est écrite en différence première. En effet, en différence première, nous obtenons :

$$(y_{i,t} - y_{i,t-1}) = \phi_1 (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \phi_2 (x_{i,t} - x_{i,t-1}) + (v_{i,t} - v_{i,t-1}). \quad (\text{A.2})$$

Cependant, la variable endogène en différence première $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ est corrélée avec le terme d'erreur $(v_{i,t} - v_{i,t-1})$ dans la mesure où $y_{i,t-1}$ est une fonction de $v_{i,t-1}$. Afin de surmonter ce biais de simultanéité, Anderson et Hsiao (1982) suggèrent de recourir à la méthode des variables instrumentales. La variable endogène retardée à l'ordre 2 $y_{i,t-2}$ ou sa différence première $(y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$ peuvent être considérées comme instruments¹⁷. Ces variables sont corrélées avec la variable endogène en différence première mais pas avec le terme d'erreur $(v_{i,t} - v_{i,t-1})$. La méthode proposée par Anderson et Hsiao (1982) permet d'obtenir un estimateur convergent.

Arellano et Bond (1991) proposent une méthode pour obtenir un estimateur plus efficace que celui d'Anderson et Hsiao (1982) en exploitant davantage les conditions des moments et en prenant en compte la structure des résidus de l'équation en différence première¹⁸. En effet, pour estimer l'équation (A.2), l'estimateur d'Anderson et Hsiao (1982) utilise uniquement la variable endogène retardée à l'ordre 2 $(y_{i,t-2})$ pour instrumenter $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$. La variable endogène retardée à l'ordre 3 $(y_{i,t-3})$ pourrait également représenter un instrument valide. Arellano et Bond (1991) proposent ainsi de prendre comme instruments tous les retards supérieurs à l'ordre 2 disponibles pour la variable endogène. L'instrumentation proposée par Arellano et Bond (1991) correspond donc aux conditions sur les moments suivantes :

$$E[Z_i' \Delta v_i] = 0, \quad (\text{A.3})$$

où

$$\Delta v_i' = (v_{i,3} - v_{i,2}, \dots, v_{i,t} - v_{i,t-1}),$$

¹⁷Ces variables peuvent servir d'instrument si les erreurs v_{it} ne sont pas autocorrélés, d'où l'importance d'avoir supposé $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$.

¹⁸Les résidus de l'équation (A.2) $(v_{it} - v_{it-1})$ suivent un processus MA(1) avec racine unitaire.

et

$$Z_i = \begin{bmatrix} (y_{i,1}) & 0 & \dots & 0 & (x_{i,3} - x_{i,2}) \\ 0 & (y_{i,1}, y_{i,2}) & & \vdots & (x_{i,4} - x_{i,3}) \\ \vdots & & \ddots & 0 & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & (y_{i,1}, \dots, y_{i,t-2}) & (x_{i,t} - x_{i,t-1}) \end{bmatrix}.$$

Dans la matrice Z_i , nous observons que la différence première de la variable exogène est instrumentée par elle-même. Si la variable exogène est caractérisée par un biais d'erreur de mesure ou un biais d'endogénéité, alors dans l'équation (A.1), $x_{i,t}$ est corrélé avec $v_{i,t}$ et dans l'équation (A.2), $(x_{i,t} - x_{i,t-1})$ est corrélé avec $(v_{i,t} - v_{i,t-1})$ ¹⁹. La variable exogène peut donc être instrumentée selon l'approche proposée par Arellano et Bond (1991) pour corriger les biais d'erreur de mesure et d'endogénéité. La matrice des instruments deviendrait donc :

$$\tilde{Z}_i = \begin{bmatrix} (y_{i,1}, x_{i,1}, x_{i,2}) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & (y_{i,1}, y_{i,2}, x_{i,1}, x_{i,2}, x_{i,3}) & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & (y_{i,1}, \dots, y_{i,t-2}, x_{i,1}, \dots, x_{i,t-1}) \end{bmatrix}.$$

L'estimateur d'Arellano et Bond (1991) prend également en compte la structure d'autocorrélation des erreurs du modèle en différence première. Cette dernière est connue et est donnée par :

$$E[\Delta v_i \Delta v_i'] = \sigma_v^2 \Sigma,$$

¹⁹La variable exogène pourrait également être corrélée avec l'effet spécifique individuel. Ce biais se résoud de façon identique aux biais d'erreur de mesure et d'endogénéité.

avec

$$\Sigma = I_N \otimes G = I_N \otimes \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & 0 & \dots \\ 0 & & \ddots & & 0 \\ \vdots & \dots & -1 & 2 & -1 \\ 0 & \dots & 0 & -1 & 2 \end{pmatrix},$$

où G est une matrice de dimension $((T-2) \times (T-2))$.

A.2 Méthode en déviations orthogonales

Arellano et Bover (1995) proposent une alternative à l'utilisation de différences premières pour éliminer l'effet individuel. Ils proposent d'utiliser des déviations orthogonales correspondant à appliquer une transformation de Helmert aux variables du modèles. Cette transformation consiste à exprimer les variables comme des écarts par rapport aux moyennes futures, c'est-à-dire qu'il faut substituer aux $T-1$ premières observations leur différence à la moyenne des $T-t+1$ observations suivantes. La variable endogène transformée de l'équation (A.1) peut donc s'écrire :

$$\check{y}_{i,t} = \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}} \left[y_{i,t} - \frac{1}{T-t} (y_{i,t+1} + y_{i,t+2} + \dots + y_{i,t+T}) \right] \quad \text{pour } t = 1, \dots, T-1$$

De façon matricielle, la variable endogène transformée peut donc s'écrire :

$$\check{y}_i = C y_i,$$

avec

$$y'_i = (y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,t}),$$

et

$$C = \text{diag} \left[\frac{T-1}{T}, \frac{T-2}{T-1}, \dots, \frac{1}{2} \right]^{1/2} \times$$

$$\begin{bmatrix} 1 & -(T-1)^{-1} & -(T-1)^{-1} & \dots & -(T-1)^{-1} & -(T-1)^{-1} & -(T-1)^{-1} \\ 0 & 1 & -(T-2)^{-1} & \dots & -(T-2)^{-1} & -(T-2)^{-1} & -(T-2)^{-1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & -1/2 & -1/2 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & -1 \end{bmatrix}$$

De même, les résidus transformés s'écrivent :

$$\check{u}_i = C u_i,$$

avec

$$u'_i = (u_{i,1}, u_{i,2}, \dots, u_{i,t}),$$

Exprimés en déviations orthogonales, les résidus transformés sont indépendants de l'effet individuel μ_i et conservent l'absence d'autocorrélation des résidus $v_{i,t}$. En effet, même si chaque perturbation transformée $\check{u}_{i,t}$ dépend de $v_{i,t}, v_{i,t+1}, \dots, v_{i,t}$, leur autocorrélation est nulle (par construction $\text{cov}(\check{u}_{i,t}, \check{u}_{i,s}) = 0, \forall t \neq s$, pour $t, s = 1, \dots, T-1$). L'utilisation de déviations orthogonales équivaut donc à utiliser des différences premières pour éliminer l'effet spécifique individuel combiné à l'utilisation d'un estimateur des moindres carrés généralisés pour éliminer l'autocorrélation du premier ordre résultant des différences premières (Arellano et Honoré, 2001). De plus, les résidus en déviations orthogonales conservent le même écart-type que les résidus en niveau alors que les résidus en différence première ont tendance à avoir un écart-type plus élevé. Cette propriété des déviations orthogonales permet une meilleure correction des biais d'erreur de mesure.

Par ailleurs, puisque les résidus transformés \check{u}_i ne dépendent que des valeurs courantes et futures des $v_{i,t}$, alors toutes les valeurs retardées d'au moins deux périodes de la variable endogène sont des instruments valides. La matrice des instruments est donc identique à celle considérée pour l'estimateur d'Arellano et Bond (1991). Les conditions sur les moments peuvent donc s'écrire :

$$E[Z_i \check{u}_i] = 0.$$

A.3 Tests de spécification

Deux tests sont généralement utilisés pour valider les hypothèses sous-jacentes à l'utilisation des estimateurs GMM. La méthode d'instrumentation proposée par Arellano et Bond (1991) se base sur l'orthogonalité entre $y_{i,t-1}$ et $v_{i,t}$. Ils supposent donc que le terme d'erreur $v_{i,t}$ n'est pas autocorrélé. Afin de tester cette hypothèse, Arellano et Bond (1991) proposent de réaliser des tests d'autocorrélation à l'ordre 1 et 2 sur les résidus de l'équation en différence première ($v_{i,t} - v_{i,t-1}$). En cas d'absence d'autocorrélation du terme d'erreur $v_{i,t}$, alors l'autocorrélation au premier ordre de ($v_{i,t} - v_{i,t-1}$) devrait être négative et significative et l'autocorrélation au deuxième ordre de ($v_{i,t} - v_{i,t-1}$) devrait être non significative.

Un test de sur-identification basé sur la statistique de Sargan (ou *J-stat*) est également réalisé afin de tester la validité des instruments réalisés, c'est-à-dire l'absence de corrélation entre les résidus du modèle et les instruments utilisés. L'hypothèse nulle de ce test correspond à la validité des instruments et la loi de distribution de la statistique de Sargan suit un $\chi^2(p - (k + 1))$ où p est le nombre de variables instrumentales et $k + 1$ est le nombre de coefficients estimés.

A.4 Caractéristiques des estimations réalisées

Les estimations réalisées prennent en compte des effets spécifiques temporels mais ces derniers ne sont pas reportés dans les tableaux. Par ailleurs, la correction de White est utilisée afin d'obtenir des estimations robustes à l'hétéroscédasticité.

La dimension individuelle de notre panel est limitée et se compose de 186 banques. L'estimateur GMM sur les différences premières peut être biaisé quand le nombre de moments est grand relativement à la dimension individuelle (Blundell et Bond, 1998). Afin de réduire le nombre d'instruments considérés, nous n'utilisons pas tous les retards disponibles parmi les instruments. Quand, dans une estimation, plus d'une variable est instrumentée, nous utilisons uniquement trois retards par variable instrumentée. Ainsi, par exemple, $y_{i,t-2}$, $y_{i,t-3}$ et $y_{i,t-4}$ sont utilisés (quand $t > 4$) dans la méthode d'Arellano et Bond (1991) pour instrumenter $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$.

B Déterminants des provisions pour pertes : résultats complémentaires

TAB. 3.7: Matrice des corrélations croisées

| | $LLP_{i,t}$ | $NPL_{i,t}$ | $L_{i,t}$ | $\dot{y}_{i,t}$ | $\Delta NPL_{i,t}$ | $ER_{i,t}$ | $SIGN_{i,t}$ | $E_{i,t}$ | $TCR_{i,t}$ |
|--------------------|-------------|-------------|-----------|-----------------|--------------------|------------|--------------|-----------|-------------|
| $LLP_{i,t}$ | 1 | | | | | | | | |
| $NPL_{i,t}$ | 0,27 | 1 | | | | | | | |
| $L_{i,t}$ | 0,19 | -0,18 | 1 | | | | | | |
| $\dot{y}_{i,t}$ | -0,19 | -0,18 | 0,01 | 1 | | | | | |
| $\Delta NPL_{i,t}$ | 0,15 | 0,18 | 0,02 | -0,24 | 1 | | | | |
| $ER_{i,t}$ | -0,47 | -0,29 | 0,05 | 0,22 | -0,10 | 1 | | | |
| $SIGN_{i,t}$ | 0,33 | 0,03 | 0,03 | -0,03 | 0,02 | -0,32 | 1 | | |
| $E_{i,t}$ | 0,09 | 0,16 | 0,11 | -0,16 | 0,05 | 0,30 | 0,02 | 1 | |
| $TCR_{i,t}$ | -0,07 | 0,21 | -0,19 | -0,08 | 0,00 | 0,27 | 0,00 | 0,74 | 1 |

TAB. 3.8: Spécifications alternatives des variables sur les prêts non performants

| <i>Variable endogène : $LLP_{i,t}$</i> | | | | |
|---|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | GMM AB(91) | GMM AB(95) | GMM AB(91) | GMM AB(95) |
| $LLP_{i,t-1}$ (+) | 0,3337 ^a (0,0250) | 0,3493 ^a (0,0251) | 0,3863 ^a (0,0213) | 0,4141 ^a (0,0183) |
| $NPL_{i,t}$ (+) | 0,0160 ^a (0,0040) | 0,0013 ^a (0,0035) | - | - |
| $NPL_{i,t-1}$ (+) | - | - | 0,0078 ^b (0,0032) | 0,0023 (0,0023) |
| $\Delta NPL_{i,t}$ (+) | - | - | 0,0008 ^a (0,0002) | 0,0014 ^a (0,0002) |
| $\Delta NPL_{i,t+1}$ (+) | 0,0008 ^a (0,0001) | 0,0007 ^a (0,0002) | - | - |
| $L_{i,t}$ (+) | 0,0049 ^a (0,0010) | 0,0047 ^a (0,0006) | 0,0051 ^a (0,0010) | 0,0047 ^a (0,0006) |
| $\dot{y}_{i,t}$ (-) | -0,0113 ^b (0,0048) | -0,0120 ^a (0,0042) | -0,0155 ^a (0,0057) | -0,0081 ^c (0,0049) |
| $J-stat$ | 55,84 | 53,20 | 75,92 | 76,12 |
| [p-stat] | [0,4055] | [0,5052] | [0,1891] | [0,1849] |
| $AR(1)$ | -0,349 | -0,367 | -0,474 | -0,361 |
| [t-stat] | [-4,73] | [-4,97] | [-6,42] | [-4,89] |
| $AR(2)$ | 0,032 | 0,008 | 0,097 | 0,034 |
| [t-stat] | [0,43] | [0,10] | [1,31] | [0,46] |
| Obs. | 734 | 734 | 914 | 914 |

Note : a, b et c indiquent la significativité du coefficient estimé respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses. GMM AB(91) correspond à l'estimateur GMM en différences premières et GMM AB(95) correspond à l'estimateur GMM en déviations orthogonales.

TAB. 3.9: Provisions non discrétionnaires et discrétionnaires

| <i>Variable endogène : $LLP_{i,t}$</i> | | <i>Estimateur : GMM différences premières</i> | | | | |
|---|----------------------------------|---|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | (A) | (B) | (C) | (D) | (E) | (F) |
| $LLP_{i,t-1}$ (+) | 0,3869 ^a (0,0202) | 0,2320 ^a (0,0178) | 0,1687 ^a (0,0253) | 0,1714 ^a (0,0070) | 0,3840 ^a (0,0209) | 0,1732 ^a (0,0073) |
| $NPL_{i,t}$ (+) | 0,0086 ^a (0,0031) | 0,0037 ^c (0,0020) | 0,0043 (0,0033) | 0,0059 ^a (0,0011) | 0,0083 ^a (0,0032) | 0,0059 ^a (0,0011) |
| $\Delta NPL_{i,t}$ (+) | 0,0004 ^b (0,0002) | 0,0002 ^b (0,0001) | 0,0002 (0,0002) | 0,0001 (0,0006) | 0,0002 (0,0006) | 0,0002 (0,0006) |
| $L_{i,t}$ (+) | 0,0056 ^a (0,0009) | 0,0045 ^a (0,0006) | 0,0051 ^a (0,0010) | 0,0046 ^a (0,0004) | 0,0059 ^a (0,0010) | 0,0046 ^a (0,0004) |
| $\dot{y}_{i,t}$ (-) | -0,0178 ^a (0,0053) | -0,0115 ^a (0,0026) | -0,0094 ^b (0,0047) | -0,0084 ^a (0,0012) | -0,0170 ^a (0,0055) | -0,0082 ^a (0,0012) |
| $ER_{i,t}$ (+) | - | -0,2759 ^a (0,0128) | - | -0,3259 ^a (0,0039) | - | -0,3259 ^a (0,0039) |
| $ER_H_{i,t}$ (+) | - | 0,1697 ^a (0,0195) | - | 0,2376 ^a (0,0072) | - | 0,2359 ^a (0,0076) |
| $SIGN_{i,t}$ (+) | - | - | 0,1915 ^a (0,0150) | 0,0174 ^a (0,0041) | - | 0,0169 ^a (0,0040) |
| $TCRL_{i,t-1}$ (+) | - | - | - | - | 0,0369 ^a (0,0115) | 0,0067 (0,0044) |
| $J-stat$ [p-stat] | 74,35 [0,2001] | 100,66 [0,1511] | 61,43 [0,1614] | 113,96 [0,2157] | 70,63 [0,2951] | 114,05 [0,2157] |
| $AR(1)$ [t-stat] | -0,481 [-6,47] | -0,459 [-6,17] | -0,366 [-4,26] | -0,448 [-5,22] | -0,480 [-6,45] | -0,448 [-5,22] |
| $AR(2)$ [t-stat] | 0,102 [1,37] | 0,104 [1,39] | 0,007 [0,08] | 0,093 [1,08] | 0,101 [1,35] | 0,095 [1,10] |
| Obs. | 914 | 914 | 731 | 731 | 914 | 731 |

Note : a, b et c indiquent la significativité du coefficient estimé respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

TAB. 3.10: Provisions non discrétionnaires et discrétionnaires (suite)

| <i>Variable endogène : $LLP_{i,t}$</i> | | <i>Estimateur : GMM différences premières</i> | | | | |
|---|----------------------|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (G) | (H) | (I) | (J) | (K) | (L) |
| $LLP_{i,t-1}$ | 0,3879 ^a | 0,1597 ^a | 0,3885 ^a | 0,3831 ^a | 0,2475 ^a | 0,1950 ^a |
| (+) | (0,0224) | (0,0074) | (0,0205) | (0,0210) | (0,0116) | (0,0065) |
| $NPL_{i,t}$ | 0,0092 ^a | 0,0070 ^a | 0,0086 ^a | 0,0083 ^a | 0,0051 ^b | 0,0036 ^a |
| (+) | (0,0032) | (0,0011) | (0,0031) | (0,0031) | (0,0021) | (0,0013) |
| $\Delta NPL_{i,t}$ | 0,0004 ^c | 0,0002 | 0,0004 ^b | 0,0004 ^b | 0,0003 ^b | 0,0002 ^b |
| (+) | (0,0002) | (0,0007) | (0,0002) | (0,0002) | (0,0001) | (0,0001) |
| $L_{i,t}$ | 0,0059 ^a | 0,0042 ^a | 0,0057 ^a | 0,0057 ^a | 0,0042 ^a | 0,0041 ^a |
| (+) | (0,0010) | (0,0004) | (0,0010) | (0,0010) | (0,0007) | (0,0004) |
| $\dot{y}_{i,t}$ | -0,0181 ^a | -0,0063 ^a | -0,0172 ^a | -0,0194 ^a | -0,0173 ^a | -0,0099 ^a |
| (-) | (0,0064) | (0,0017) | (0,0052) | (0,0056) | (0,0030) | (0,0015) |
| $ER_{i,t}$ | - | -0,3283 ^a | - | - | -0,2398 ^a | -0,2528 ^a |
| (+) | - | (0,0045) | - | - | (0,0092) | (0,0047) |
| $ER_H_{i,t}$ | - | 0,2294 ^a | - | - | - | - |
| (+) | - | (0,0078) | - | - | - | - |
| $(ER_{i,t})^2$ | - | - | - | - | 0,0410 ^a | 0,0550 ^a |
| (+) | - | - | - | - | (0,0060) | (0,0011) |
| $SIGN_{i,t}$ | - | 0,0119 ^b | - | - | - | 0,0261 ^a |
| (+) | - | (0,0052) | - | - | - | (0,0043) |
| $E_L_{i,t-1}$ | 0,0144 ^c | 0,0004 | - | - | - | - |
| (+) | (0,0076) | (0,0050) | - | - | - | - |
| $E_{i,t-1}$ | - | - | - | 0,0064 | - | - |
| (+) | - | - | - | (0,0040) | - | - |
| $TCR_{i,t-1}$ | - | - | 0,0004 | - | - | - |
| (+) | - | - | (0,0022) | - | - | - |
| $J\text{-stat}$ | 70,70 | 113,70 | 73,45 | 74,39 | 91,66 | 107,91 |
| [p-stat] | [0,2931] | [0,2214] | [0,2472] | [0,2239] | [0,3736] | [0,3508] |
| $AR(1)$ | -0,477 | -0,448 | -0,481 | -0,477 | -0,475 | -0,420 |
| [t-stat] | [-6,40] | [-5,21] | [-6,45] | [-6,40] | [-6,37] | [-4,89] |
| $AR(2)$ | 0,098 | 0,094 | 0,102 | 0,100 | 0,113 | 0,071 |
| [t-stat] | [1,31] | [1,09] | [1,36] | [1,34] | [1,51] | [0,82] |
| Obs. | 911 | 728 | 914 | 911 | 914 | 731 |

Note : a, b et c indiquent la significativité du coefficient estimé respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

TAB. 3.11: Effets fixes, effets aléatoires et modification de l'instrumentation

Variable endogène : $LLP_{i,t}$

| | Effet fixe | Effet aléatoire | Effet fixe | Effet aléatoire | GMM AB(91) | GMM AB(95) |
|---------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| $LLP_{i,t-1}$ (+) | 0,2043 ^a (0,0578) | 0,5529 ^a (0,0289) | 0,1751 ^a (0,0422) | 0,4753 ^a (0,0412) | 0,1709 ^a (0,0108) | 0,2057 ^a (0,0108) |
| $NPL_{i,t}$ (+) | 0,0194 ^a (0,0069) | 0,0048 ^b (0,0020) | 0,0074 ^c (0,0044) | 0,0013 (0,0020) | 0,0055 ^a (0,0016) | 0,0043 ^b (0,0016) |
| $\Delta NPL_{i,t}$ (+) | 0,0007 ^b (0,0003) | 0,0002 (0,0007) | 0,0001 (0,0002) | 0,0002 (0,0007) | 0,0001 (0,0001) | 0,0003 ^a (0,0001) |
| $L_{i,t}$ (+) | 0,0034 ^a (0,0010) | 0,0018 ^a (0,0003) | 0,0029 ^a (0,0010) | 0,0019 ^a (0,0004) | 0,0047 ^a (0,0006) | 0,0041 ^a (0,0004) |
| $\dot{y}_{i,t}$ (-) | -0,0149 ^a (0,0057) | -0,0157 ^a (0,0048) | -0,0001 (0,0001) | -0,0108 ^b (0,0039) | -0,0044 (0,0029) | -0,0024 (0,0028) |
| $ER_{i,t}$ (+) | - | - | -0,3123 ^a (0,0351) | -0,2490 ^a (0,0308) | -0,3117 ^a (0,0070) | -0,2952 ^a (0,0068) |
| $ER_H_{i,t}$ (+) | - | - | 0,1635 ^a (0,0500) | 0,1714 ^a (0,0251) | 0,2099 ^a (0,0145) | 0,1545 ^a (0,0136) |
| $SIGN_{i,t}$ (+) | - | - | 0,0179 (0,0161) | 0,0259 (0,0163) | 0,0249 ^a (0,0058) | 0,0323 ^a (0,0068) |
| $J-stat$ [p-stat] | - | - | - | - | 91,12 [0,1857] | 83,39 [0,3756] |
| $AR(1)$ [t-stat] | - | - | - | - | -0,443 [-5,16] | -0,307 [-3,57] |
| $AR(2)$ [t-stat] | - | - | - | - | 0,089 [1,03] | -0,011 [-0,12] |
| R^2 | 0,66 | 0,47 | 0,78 | 0,62 | - | - |
| $DW stat$ | 2,25 | 2,03 | 2,10 | 1,72 | - | - |
| Obs. | 1098 | 1098 | 914 | 914 | 731 | 731 |

Note : a, b et c indiquent la significativité du coefficient estimé respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses. $DW stat$ représente la statistique de Durbin Watson.

C Variations des crédits et provisions : résultats complémentaires

TAB. 3.12: Matrice des corrélations croisées

| | $\Delta L_{i,t}$ | $\Delta D_{i,t}$ | $\dot{y}_{i,t}$ | $\dot{i}_{i,t}$ | $TCR_{i,t-1}$ | $LLP_{i,t}$ | $NDISC_{i,t}^{A1}$ | $DISC1_{i,t}^{A1}$ |
|--------------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|---------------|-------------|--------------------|--------------------|
| $\Delta L_{i,t}$ | 1 | | | | | | | |
| $\Delta D_{i,t}$ | 0,58 | 1 | | | | | | |
| $\dot{y}_{i,t}$ | 0,18 | 0,07 | 1 | | | | | |
| $\dot{i}_{i,t}$ | -0,07 | 0,08 | 0,08 | 1 | | | | |
| $TCR_{i,t-1}$ | 0,08 | 0,07 | -0,09 | -0,02 | 1 | | | |
| $LLP_{i,t}$ | -0,10 | -0,05 | -0,17 | 0,12 | -0,10 | 1 | | |
| $NDISC_{i,t}^{A1}$ | -0,01 | -0,04 | -0,21 | 0,04 | -0,11 | 0,69 | 1 | |
| $DISC1_{i,t}^{A1}$ | -0,15 | -0,03 | -0,06 | 0,07 | -0,05 | 0,76 | 0,08 | 1 |

TAB. 3.13: Fluctuations de l'offre de crédit et provisionnement

| <i>Variable endogène : $\Delta L_{i,t}$</i> | <i>Estimateur : GMM différences premières</i> | | | | | |
|--|---|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | (a) | (b) | (c) | (d) | (e) | (f) |
| $\Delta L_{i,t-1}$ (+) | 0,0507 ^a (0,0157) | 0,0552 ^a (0,0120) | 0,0557 ^a (0,0117) | 0,0406 ^a (0,0057) | 0,0655 ^a (0,0132) | 0,0455 ^a (0,0145) |
| $\Delta D_{i,t}$ (+) | 0,1063 ^a (0,0177) | 0,1385 ^a (0,0149) | 0,1375 ^a (0,0142) | 0,1537 ^a (0,0058) | 0,1219 ^a (0,0104) | 0,1078 ^a (0,0171) |
| $\dot{y}_{i,t}$ (+) | 0,5236 ^a (0,1586) | 0,5562 ^a (0,1150) | 0,6231 ^a (0,1085) | 0,4311 ^a (0,0602) | 0,5534 ^a (0,1250) | 0,5190 ^a (0,1570) |
| $i_{i,t}$ (-) | -0,4069 ^b (0,1788) | -0,1964 (0,1200) | -0,2043 ^c (0,1158) | -0,2573 ^a (0,0641) | -0,0485 (0,1442) | -0,3897 ^b (0,1740) |
| $TCR_{i,t-1}$ (+) | 0,3851 ^a (0,1119) | 0,2639 ^a (0,0904) | 0,2672 ^a (0,0889) | 0,2672 ^a (0,0749) | 0,3536 ^a (0,1032) | 0,3791 ^a (0,1106) |
| $LLP_{i,t}$ (-) | -0,0340 ^a (0,0093) | - | - | - | - | -0,0492 ^a (0,0097) |
| $NDISC_{i,t}^{A1}$ (-) | - | -0,0416 ^a (0,0014) | - | -0,0775 ^a (0,0122) | -0,0456 ^b (0,0223) | - |
| $NDISC_{i,t}^{A2}$ (-) | - | - | -0,0435 ^a (0,0149) | - | - | - |
| $NDISC_{i,t}$ $\times Dum_{i,t}$ (-) | - | - | - | - | -0,0756 ^a (0,0273) | 0,0581 ^a (0,0217) |
| $DISC1_{i,t}^{A1}$ (?) | - | - | - | -0,0500 ^a (0,0069) | -0,0150 (0,0106) | - |
| <i>Wald test</i> [p-stat] | - | - | - | 3,68 [0,0549] | 2,26 [0,1322] | - |
| <i>J-stat</i> [p-stat] | 57,79 [0,2700] | 89,32 [0,1791] | 89,56 [0,1745] | 106,34 [0,3910] | 105,41 [0,3827] | 57,50 [0,2471] |
| $AR(1)$ [t-stat] | -0,533 [-6,23] | -0,535 [-6,25] | -0,535 [-6,25] | -0,535 [-6,25] | -0,539 [-6,29] | -0,529 [-6,18] |
| $AR(2)$ [t-stat] | 0,146 [1,76] | 0,136 [1,59] | 0,136 [1,59] | 0,139 [1,62] | 0,146 [1,76] | 0,144 [1,68] |
| Obs. | 751 | 731 | 731 | 731 | 731 | 751 |

Note : a, b et c indiquent la significativité du coefficient estimé respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses. Le test de Wald vérifie l'égalité entre les coefficients associés aux variables non discrétionnaire et dicrétionnaire.

TAB. 3.14: Fluctuations de l'offre de crédit et provisionnement (suite)

| <i>Variable endogène : $\Delta L_{i,t}$</i> | | <i>Estimateur : GMM différences premières</i> | | | |
|--|----------------------------------|---|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | <i>(g)</i> | <i>(h)</i> | <i>(i)</i> | <i>(j)</i> | <i>(k)</i> |
| $\Delta L_{i,t-1}$ (+) | 0,0377 ^a (0,0144) | 0,0527 ^a (0,0070) | 0,0334 ^a (0,0040) | 0,0833 ^a (0,0055) | 0,0395 ^a (0,0111) |
| $\Delta D_{i,t}$ (+) | 0,1186 ^a (0,0092) | 0,1852 ^a (0,0028) | 0,2075 ^a (0,0018) | 0,1890 ^a (0,0021) | 0,1276 ^a (0,0067) |
| $\dot{y}_{i,t}$ (+) | 0,3263 ^b (0,1282) | 0,3605 ^a (0,0749) | 0,7097 ^a (0,0536) | 0,4893 ^a (0,0632) | 0,4184 ^a (0,0866) |
| $\dot{i}_{i,t}$ (-) | -0,2683 ^b (0,1241) | -0,3135 ^a (0,0527) | -0,4411 ^a (0,0320) | -0,3594 ^a (0,0489) | -0,3333 ^a (0,0684) |
| $TCR_{i,t-1}$ (+) | 0,3459 ^a (0,0879) | 0,0739 (0,0650) | 0,0559 (0,0395) | 0,1770 ^a (0,0486) | 0,3410 ^a (0,0669) |
| $NDISC_{i,t}^D$ (-) | -0,0367 ^a (0,0140) | -0,0358 ^a (0,0102) | -0,0424 ^a (0,0042) | -0,0115 ^c (0,0070) | -0,0104 (0,0117) |
| $DISC_{i,t}^{D1}$ (?) | - | 0,008 (0,0017) | - | - | - |
| $DISC_{i,t}^{D2}$ (?) | - | - | -0,0519 (0,0532) | - | - |
| $DISC1_{i,t}^{D3}$ (?) | - | - | - | 0,0405 (0,0143) | - |
| $NDISC_{i,t}$ $*Dum_{i,t}$ (-) | - | - | - | - | -0,0138 (0,0106) |
| <i>J-stat</i> [p-stat] | 78,85 [0,4517] | 87,69 [0,5787] | 99,52 [0,2540] | 104,23 [0,5028] | 102,21 [0,5583] |
| <i>AR(1)</i> [t-stat] | -0,531 [6,20] | -0,549 [5,29] | -0,540 [5,20] | -0,542 [6,33] | -0,531 [6,20] |
| <i>AR(2)</i> [t-stat] | 0,130 [1,52] | 0,131 [1,26] | 0,130 [1,25] | 0,137 [1,60] | 0,131 [1,53] |
| Obs. | 731 | 551 | 551 | 731 | 731 |

Note : a, b et c indiquent la significativité du coefficient estimé respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

D Procédures de robustesse

Les variables représentant les provisions discrétionnaires et non discrétionnaires ont été construites à partir des estimations de différentes spécifications de l'équation (3.1). Nous avons utilisé des coefficients estimés pour construire ces variables mais il convient également de prendre en compte explicitement l'incertitude portant sur ces coefficients estimés mesurée par leurs écarts-types. Pour cela, nous utilisons une méthode d'estimation itérative articulée en deux étapes. Dans un premier temps, nous générons 2500 variantes pour les variables $NDISC_{i,t}^{A1}$ et $DISC_{i,t}^{A1}$ définies par :

$$\begin{aligned} \widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1} = & NDISC_{i,t}^{A1} + (K_1^{500} \times rnd_k \times 0,0173) LLP_{i,t-1} + (K_{501}^{1000} \times rnd_k \\ & \times 0,0026) NPL_{i,t} + (K_{1001}^{1500} \times rnd_k \times 0,0001) \Delta NPL_{i,t} \\ & + (K_{1501}^{2000} \times rnd_k \times 0,0006) L_{i,t} - (K_{2001}^{2500} \times rnd_k \times 0,0047) \dot{y}_{i,t}, \end{aligned}$$

et :

$$\widetilde{DISC}_{k,i,t}^{A1} = LLP_{i,t} - \widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1},$$

où $k = 1, 2, \dots, 2500$, K_a^b est une variable déterministe prenant la valeur 1 quand $k \in [a; b]$ et 0 dans les autres cas, rnd_k est une variable aléatoire suivant une loi uniforme sur $[-2; 2]$ ($rnd_k \sim U([-2; 2])$). Chaque variante de la variable $NDISC_{i,t}^{A1}$ consiste donc à modifier un des coefficients utilisés pour construire cette variable en lui ajoutant ou soustrayant une certaine proportion de son écart-type²⁰. Pour chaque variable non discrétionnaire $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1}$ générée, nous pouvons en déduire la variable discrétionnaire $\widetilde{DISC}_{k,i,t}^{A1}$. Les variables ainsi construites permettent de rendre compte de l'incertitude reposant sur l'estimation de l'équation (3.1) et donc sur la définition des différentes composantes des provisions.

²⁰Nous considérons des proportions comprises entre ± 2 écarts-types afin de couvrir l'intervalle à 95% des valeurs prises par le coefficient. Les écarts-types utilisés sont ceux associés à l'estimation de la spécification (A) dans le tableau 3.3.

Dans un second temps, nous estimons de façon itérative l'équation (3.2) pour les 2500 variantes des variables créées. Nous pouvons ainsi en déduire une distribution pour chaque coefficient estimé. Plus précisément, nous estimons avec les variables $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1}$ et $\widetilde{DISC}_{k,i,t}^{A1}$ les spécifications **(b)** et **(e)** présentées dans le tableau 3.5 et nous nous intéressons aux distributions des coefficients de ces variables.

Nous utilisons la même procédure avec les variables $NDISC_{i,t}^D$ et $DISC_{i,t}^{D1}$ afin d'évaluer également la robustesse des estimations des spécifications **(g)**, **(h)** et **(k)**. Nous générons donc les variables²¹ :

$$\begin{aligned}\widetilde{NDISC}_{\check{k},i,t}^D &= NDISC_{i,t}^D + (\check{K}_1^{500} \times rnd_{\check{k}} \times 0,0078)LLP_{i,t-1} + (\check{K}_{501}^{1000} \times rnd_{\check{k}} \\ &\quad \times 0,0015)NPL_{i,t} + (\check{K}_{1001}^{1500} \times rnd_{\check{k}} \times 0,0001)\Delta NPL_{i,t} \\ &\quad + (\check{K}_{1501}^{2000} \times rnd_{\check{k}} \times 0,0002)L_{i,t} - (\check{K}_{2001}^{2500} \times rnd_{\check{k}} \times 0,0016)\dot{y}_{i,t} \\ &\quad - (\check{K}_{2501}^{3000} \times rnd_{\check{k}} \times 0,0040)ER_{i,t},\end{aligned}$$

et :

$$\begin{aligned}\widetilde{DISC}_{\bar{k},i,t}^{D1} &= DISC_{i,t}^{D1} + (\bar{K}_1^{500} \times rnd_{\bar{k}} \times 0,0105)ER_H_{i,t} \\ &\quad + (\bar{K}_{501}^{1000} \times rnd_{\bar{k}} \times 0,0044)SIGN_{i,t},\end{aligned}$$

où $\check{k} = 1, 2, \dots, 3000$ et \check{K}_a^b est une variable déterministe prenant la valeur 1 quand $\check{k} \in [a; b]$ et 0 dans les autres cas ; $\bar{k} = 1, 2, \dots, 1000$ et \bar{K}_a^b est une variable déterministe prenant la valeur 1 quand $\bar{k} \in [a; b]$ et 0 dans les autres cas. Nous générons 3000 variantes de la variable $NDISC_{i,t}^D$ dans la mesure où elle a une composante de plus que la variable $NDISC_{i,t}^{A1}$ et nous générons 1000 variantes de la variable $DISC_{i,t}^{D1}$ qui se compose uniquement de deux éléments.

²¹Les écarts-types utilisés pour construire ces variables sont ceux associés à l'estimation de la spécification (D) dans le tableau 3.3.

TAB. 3.15: Statistiques descriptives des estimations itératives

| Variable | Valeur de référence | Spécification | Coefficient moyen | Intervalle à 90% [$q_{0,05}$; $q_{0,95}$] | t -stat moyenne | Quantiles t -stat $q_{0,90}$; $q_{0,95}$ |
|--|----------------------------------|---------------|-------------------|---|----------------------|--|
| $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1}$ | -0,0186 ^c (0,0110) | (b) | -0,0191 | [-0,0296 ; -0,0071] | -1,7361 | -1,0437 ; -0,6612 |
| $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1}$ | -0,0348 ^a (0,0076) | (e) | -0,0347 | [-0,0452 ; -0,0250] | -4,3974 | -3,5452 ; -2,9708 |
| $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^D$ | -0,0286 ^a (0,0104) | (g) | -0,0284 | [-0,0328 ; -0,0234] | -2,7232 | -2,4716 ; -2,2465 |
| $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^D$ | -0,0219 ^a (0,0082) | (h) | -0,0221 | [-0,0278 ; -0,0157] | -2,2117 | -1,7877 ; -1,5312 |
| $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^D$ | -0,0178 ^b (0,0087) | (k) | -0,0174 | [-0,0213 ; -0,0118] | -2,0009 | -1,6871 ; -1,3918 |
| $\widetilde{DISC}_{k,i,t}^{A1}$ | -0,0120 ^b (0,0055) | (e) | -0,0114 | [-0,0180 ; -0,0032] | -2,0914 | -1,0360 ; -0,5248 |
| $\widetilde{DISC}_{k,i,t}^{D1}$ | 0,0038 (0,0375) | (h) | 0,0067 | [-0,0318 ; 0,0473] | 0,2480 | -0,6394 ; -1,0874 |
| $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1}$ $\times Dum_{i,t}$ | -0,0317 ^b (0,0145) | (e) | -0,0259 | [-0,0498 ; 0,0089] | -1,7138 | -0,2905 ; 0,4317 |
| $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^D$ $\times Dum_{i,t}$ | -0,0340 ^a (0,0099) | (k) | -0,0336 | [-0,0387 ; -0,0267] | -3,3923 | -2,9380 ; -2,5852 |

Note 1 : La colonne "Valeur de référence" reprend les estimations des coefficients présentées dans les tableaux 3.5 et 3.6.

Note 2 : Pour la variable discrétionnaire de la spécification (**h**), les quantiles de la distribution des t -stats sont ceux à 10% et 5% et non pas à 90% et 95% dans la mesure où le coefficient associé à cette variable est positif.

Le tableau 3.15 regroupe des statistiques descriptives associées aux différentes procédures d'estimation réalisées avec les variables $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1}$, $\widetilde{DISC}_{k,i,t}^{A1}$, $\widetilde{NDISC}_{\bar{k},i,t}^D$ et $\widetilde{DISC}_{\bar{k},i,t}^{D1}$ ²². Les estimations itératives des différentes spécifications permettent de conclure en faveur de la robustesse de la relation estimée entre les provisions non discrétionnaires et les variations des crédits. Pour chaque spécification, la moyenne des coefficients estimés pour les provisions non discrétionnaires est proche de la valeur obtenue dans le cadre de l'estimation de référence présentée dans le tableau 3.5 ou 3.6. De plus, les intervalles à 90% des coefficients obtenus se composent uniquement de valeurs négatives. Concernant les distributions des t -stats, leurs moyennes sont supérieures en valeur absolue à 1,64 (correspondant au seuil de significativité à 10%). Les quantiles à 95%, ou 90% selon les spécifications, des distributions des t -stats sont également supérieurs à 1,64, à l'exception de ceux de la spécification **(b)**. Les coefficients associés aux provisions non discrétionnaires sont donc globalement négatifs et significativement différents de zéro au seuil de 10% dans les estimations itératives réalisées.

Dans le cadre de la spécification **(k)**, les résultats obtenus confirment également que l'effet des provisions non discrétionnaires est plus prononcé pour les banques faiblement capitalisées. Les bornes de l'intervalle à 90% des coefficients obtenus pour la variable $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^D * Dum_{i,t}$ sont négatives. De plus, le quantile à 95% de la distribution des t -stats est de -2,58, indiquant que la grande majorité des coefficients obtenus sont négatifs et significativement différents de zéro au seuil de 1%. L'estimation itérative de la spécification **(e)** montre une plus faible robustesse des coefficients obtenus pour la variable $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1} \times Dum_{i,t}$. Le quantile à 90% de la distribution des t -stats (-0,29) indique que cette variable a un effet non significatif au seuil de 10% dans plus de 10% des itérations réalisées.

Les résultats obtenus pour les variables $\widetilde{DISC}_{k,i,t}^{A1}$ et $\widetilde{DISC}_{\bar{k},i,t}^{D1}$ montrent que les différentes mesures des provisions discrétionnaires utilisées n'affectent pas signifi-

²²Nous n'estimons pas de façon itérative les spécifications **(c)**, **(d)**, **(i)** et **(j)** simplement pour limiter la taille du tableau 3.15. Ces estimations ne remettraient pas en cause les conclusions auxquelles nous parvenons.

tivement les variations des crédits. Les valeurs des quantiles à 90% des distributions des t -stats sont trop faibles en valeur absolue pour que ces variables aient un effet significatif au seuil de 10% dans plus de 90% des itérations réalisées. L'estimation itérative de la spécification (**k**) confirme donc l'effet non significatif de la variable $DISC_{i,t}^{D1}$ sur les variations des crédit déjà obtenu dans le tableau 3.6. Dans l'estimation de la spécification (**e**) présentée dans le tableaux 3.5, le coefficient associé à la variable $DISC_{i,t}^{A1}$ est négatif et significatif. Ce résultat n'apparaît donc pas robuste au regard de l'estimation itérative de la spécification (**e**).

Dans cette première procédure de robustesse réalisée, nous prenons en compte alternativement l'incertitude sur l'estimation d'un des coefficients de l'équation (3.1) utilisés pour construire les composantes discrétionnaire et non discrétionnaire des provisions. Il peut être également intéressant de réaliser une seconde procédure de robustesse prenant en compte simultanément l'incertitude sur les estimations de tous les coefficients de l'équation (3.1) utilisés pour construire les composantes discrétionnaire et non discrétionnaire des provisions. Les modifications apportées aux variables construites sont donc sensiblement plus importantes avec cette seconde approche.

Pour estimer de façon itérative les spécifications (**b**) et (**e**), nous générons donc les variables suivantes :

$$\begin{aligned} \widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1'} &= NDISC_{i,t}^{A1} + (rnd_k^1 \times 0,0173) LLP_{i,t-1} + (rnd_k^2 \times 0,0026) NPL_{i,t} \\ &\quad + (rnd_k^3 \times 0,0001) \Delta NPL_{i,t} + (rnd_k^4 \times 0,0006) L_{i,t} \\ &\quad - (rnd_k^5 \times 0,0047) \dot{y}_{i,t}, \end{aligned}$$

et :

$$\widetilde{DISC}_{k,i,t}^{A1'} = LLP_{i,t} - \widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1'}$$

où $rnd_k^j \sim U([-2; 2])$ pour $j = 1, \dots, 5$. De façon similaire, pour les spécifications **(g)**, **(h)** et **(k)**, nous générons les variables :

$$\begin{aligned} \widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{D'} = & NDISC_{i,t}^D + (rnd_k^1 \times 0,0078) LLP_{i,t-1} + (rnd_k^2 \times 0,0015) NPL_{i,t} \\ & + (rnd_k^3 \times 0,0001) \Delta NPL_{i,t} + (rnd_k^4 \times 0,0002) L_{i,t} \\ & - (rnd_k^5 \times 0,0016) \dot{y}_{i,t} - (rnd_k^6 \times 0,0040) ER_{i,t}, \end{aligned}$$

et :

$$\widetilde{DISC}_{k,i,t}^{D1'} = DISC_{i,t}^{D1} + (rnd_k^7 \times 0,0105) ER_H_{i,t} + (rnd_k^8 \times 0,0044) SIGN_{i,t},$$

où $rnd_k^j \sim U([-2; 2])$ pour $j = 1, \dots, 8$.

Le tableau 3.16 regroupe des statistiques descriptives associées aux différentes procédures d'estimation réalisées avec les variables $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1'}$, $\widetilde{DISC}_{k,i,t}^{A1'}$, $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{D'}$ et $\widetilde{DISC}_{k,i,t}^{D1'}$. Les résultats obtenus mettent en avant une sensibilité un peu plus importante de nos estimations à l'incertitude sur le calcul des différentes composantes des provisions.

La robustesse de la relation estimée entre les provisions non discrétionnaires et les variations des crédits est toujours vérifiée pour les spécifications **(e)** et **(g)**. Dans les spécifications **(h)** et **(k)**, le coefficient moyen et la t -stat moyenne associés à la variable $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{D'}$ sont proches de nos résultats précédents mais le quantile à 90% de la distribution des t -stats (respectivement -0,74 et -0,89) indique que cette variable a un effet non significatif dans plus de 10% des itérations réalisées. La plus faible robustesse de l'estimation de la spécification **(h)** peut cependant être relativisée. Dans cette spécification, la composante discrétionnaire $\widetilde{DISC}_{k,i,t}^{D1'}$ est également prise en compte mais cette variable n'a pas un effet significatif sur les variations des crédits dans les différentes estimations réalisées. Il conviendrait donc de la retirer des variables exogènes, ce qui revient à privilégier la spécification **(g)**. Concernant la spécification **(k)**,

nous pouvons noter que la robustesse de l'estimation du coefficient associé à la variable $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^D * Dum_{i,t}$ n'est pas remise en cause.

Nous représentons sur le graphique ?? les distributions des coefficients et des t -stats associés aux provisions non discrétionnaires dans la spécification (*g*) obtenues avec les deux procédures de robustesse réalisées. Ces représentations graphiques illustrent la robustesse de nos estimations à l'incertitude portant sur la construction de la composante non discrétionnaire des provisions²³. Dans la première procédure de robustesse (associée aux variables $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^D$), les distributions des coefficients et des t -stats sont fortement concentrées autour de leur moyenne et cette concentration se réduit sensiblement dans le cadre de la seconde procédure de robustesse (associée aux variables $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{D'}$). Les représentations graphiques des distributions des coefficients et des t -stats pour les autres spécifications ont la même apparence. Ainsi, quand un coefficient affiche, dans le cadre de nos estimations de référence, une significativité à un seuil qui n'est pas très faible (par exemple à un seuil entre 5% et 10%), ce trait est renforcé par les procédures de robustesse. Les quantiles à 90% des distributions des t -stats peuvent donc indiquer, particulièrement avec la seconde procédure de robustesse, que plus de 10% des itérations réalisées conduisent à un coefficient non significatif au seuil de 10%. Si nous considérons à l'inverse des coefficients caractérisés par des valeurs et des t -stats relativement élevées, comme par exemple ceux associés aux provisions non discrétionnaires dans les spécifications (*e*) et (*h*), la relation estimée s'avère peu sensible à l'incertitude portant sur la construction des provisions non discrétionnaires.

²³Dans la première procédure de robustesse, nous prenons en compte alternativement l'incertitude sur l'estimation d'un des coefficients de l'équation (3.1) utilisés pour construire la composante non discrétionnaire des provisions alors que dans la seconde procédure, nous prenons en compte simultanément l'incertitude sur les estimations de tous les coefficients utilisés.

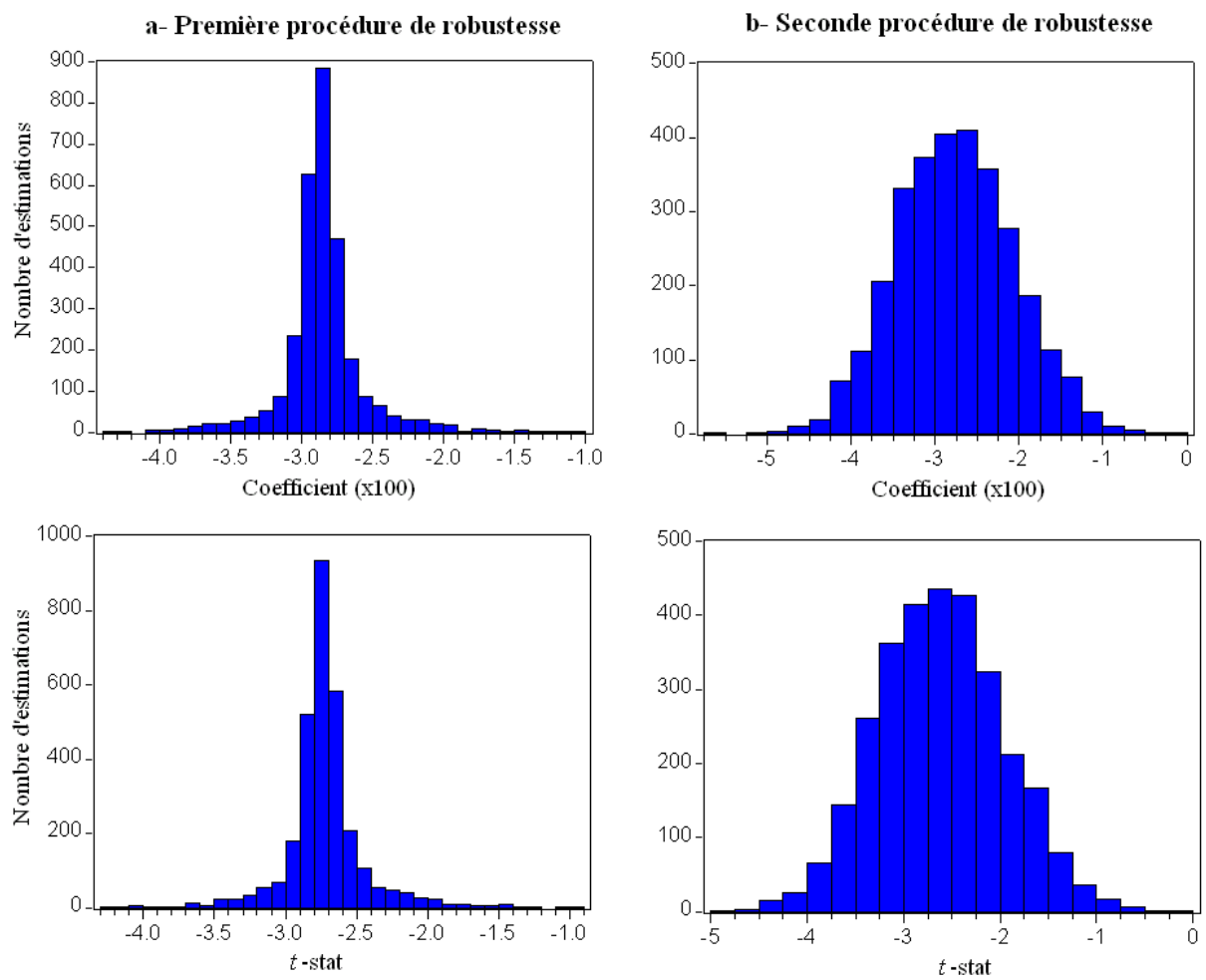
TAB. 3.16: Statistiques descriptives des estimations itératives

| Variable | Valeur de référence | Spécification | Coefficient moyen | Intervalle à 90% [$q_{0,05}$; $q_{0,95}$] | t -stat moyenne | Quantiles t -stat $q_{0,90}$; $q_{0,95}$ |
|--|----------------------------------|---------------|-------------------|---|-------------------|--|
| $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1'}$ | -0,0186 ^c (0,0110) | (b) | -0,0202 | [-0,0471 ; 0,0069] | -1,8641 | 0,1078 ; 0,6325 |
| $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1'}$ | -0,0348 ^a (0,0076) | (e) | -0,0377 | [-0,0565 ; -0,0179] | -4,5083 | -2,6373 ; -2,1125 |
| $\widetilde{NDISC}_{\bar{k},i,t}^{D'}$ | -0,0286 ^a (0,0104) | (g) | -0,0275 | [-0,0388 ; -0,0158] | -2,6199 | -1,7349 ; -1,5213 |
| $\widetilde{NDISC}_{\bar{k},i,t}^{D'}$ | -0,0219 ^a (0,0082) | (h) | -0,0200 | [-0,0364 ; -0,0039] | -1,9167 | -0,7485 ; -0,4050 |
| $\widetilde{NDISC}_{\bar{k},i,t}^{D'}$ | -0,0178 ^b (0,0087) | (k) | -0,0164 | [-0,0281 ; -0,0047] | -1,9016 | -0,8939 ; -0,6085 |
| $\widetilde{DISC}_{k,i,t}^{A1'}$ | -0,0120 ^b (0,0055) | (e) | -0,0157 | [-0,0284 ; -0,0021] | -2,9126 | -0,8257 ; -0,3546 |
| $\widetilde{DISC}_{\bar{k},i,t}^{D1'}$ | 0,0038 (0,0375) | (h) | 0,0041 | [-0,0627 ; 0,0539] | 0,1059 | -1,3923 ; -1,7621 |
| $\widetilde{NDISC}_{k,i,t}^{A1'}$ $\times Dum_{i,t}$ | -0,0317 ^b (0,0145) | (e) | -0,0113 | [-0,0687 ; 0,0482] | -0,7867 | 1,8416 ; 2,5911 |
| $\widetilde{NDISC}_{\bar{k},i,t}^{D'}$ $\times Dum_{i,t}$ | -0,0340 ^a (0,0099) | (k) | -0,0309 | [-0,0470 ; -0,0151] | -3,2145 | -1,7600 ; -1,4250 |

Note 1 : La colonne "Valeur de référence" reprend les estimations des coefficients présentées dans les tableaux 3.5 et 3.6.

Note 2 : Pour la variable discrétionnaire de la spécification (**h**), les quantiles de la distribution des t -stats sont ceux à 10% et 5% et non pas à 90% et 95% dans la mesure où le coefficient associé à cette variable est positif.

FIG. 3-1: Distributions des coefficients et des t -stats associés aux provisions non discrétionnaires dans la spécification (g)



Chapitre 4

Politique monétaire et rigidités sur les taux d'intérêt des crédits

Introduction ¹

Les modèles d'équilibre général dynamiques et stochastiques (DSGE) intégrant des rigidités réelles et nominales connaissent des développements importants, tant pour reproduire des faits stylisés que pour évaluer les effets de politiques économiques. L'introduction de rigidités nominales sur les prix dans ces modèles macroéconomiques micro-fondés permet notamment d'appréhender la non-neutralité à court terme des chocs de politique monétaire sur les variables réelles (Woodford, 2003). Ce type de modèles est appelé modèle nouveau-keynésien. Sa version standard se compose d'une courbe IS *forward looking*, d'une courbe de Phillips *forward looking* et d'une règle de politique monétaire à la Taylor (McCallum et Nelson, 1999). Le modèle ainsi obtenu permet de répliquer les dynamiques de la production, de l'inflation et d'évaluer la règle de politique monétaire adoptée par la banque centrale.

Différentes sophistications des micro-fondations ont été incorporées au modèle nouveau-keynésien standard afin de répliquer au mieux les dynamiques des principales variables macroéconomiques, notamment suite à un choc de politique monétaire. La prise en compte de rigidités sur les salaires permet par exemple d'obtenir une courbe de Phillips sur les salaires. De plus, l'indexation des prix et des salaires sur l'inflation passée permet d'intégrer une composante *backward looking* dans les équations de Phillips. Rabanal et Rubio-Ramírez (2005) montrent par exemple que la prise en compte à la fois de rigidités sur les prix et sur les salaires permet d'améliorer sensiblement la représentation des données par le modèle. Christiano et al. (2005) montrent quant à eux que les rigidités sur les salaires jouent un rôle crucial pour rendre compte de la transmission des effets d'un choc de politique monétaire.

Le modèle nouveau-keynésien standard et ses extensions donnent lieu à de nombreuses applications. Par exemple, le rôle de la monnaie dans les dynamiques des va-

¹Ce chapitre doit beaucoup aux codes Matlab fournis par Céline Poilly, une partie d'entre eux ayant été conçus initialement par Julien Matheron. Les estimations ont également été rendues possible grâce aux données sur les taux d'intérêt sur les crédits pour la zone euro fournies par Hülsewig, Mayer et Wollmershäuser, qui les ont eux même obtenues auprès de la BCE.

riables macroéconomiques est évalué par Ireland (2004) pour les Etats-Unis sur la période 1980-2001 et par Andrés et al. (2006) pour la zone euro sur la période 1980-2000. Ces travaux concluent que les effets d'encaisses réelles jouent un rôle limité dans les dynamiques du modèle. Des comparaisons des dynamiques des principales variables macroéconomiques entre les Etats-Unis et la zone euro sont également réalisées. Smets et Wouters (2005) comparent par exemple les différents chocs affectant les Etats-Unis et la zone euro sur la période 1974-2002 ainsi que les différents mécanismes de transmission de ces chocs et les réactions des banques centrales à ces derniers. Smets et Wouters (2005) concluent à un fonctionnement relativement similaire des deux économies considérées.

Dans la version standard du modèle nouveau-keynésien, les effets de la politique monétaire sont transmis par le canal du taux d'intérêt. Une extension particulièrement intéressante consiste à intégrer le canal du coût marginal de production (*cost channel*). Ce canal de transmission rend compte de l'effet d'une variation du taux d'intérêt sur le coût marginal supporté par les entreprises (par la suite, coût marginal de production sera noté CMP). Lorsque la banque centrale met en place une politique monétaire restrictive, les coûts de financement associés à la réalisation de la production augmentent. En particulier, les intermédiaires financiers sont amenés à accroître les taux d'intérêt sur les crédits dans la mesure où le coût des ressources monétaires a augmenté. En affectant les coûts supportés par les entreprises, la politique monétaire influence les décisions de production et de fixation des prix des entreprises, ce qui se répercute *in fine* dans les dynamiques de la production agrégée et de l'inflation. Le canal du CMP permet ainsi de considérer un effet de la politique monétaire provenant du côté de l'offre, alors que les effets résultant du canal du taux d'intérêt passent par la demande.

L'attention portée au canal du CMP s'explique principalement par l'effet potentiel que celui-ci pourrait avoir sur la dynamique de l'inflation. Suite à un resserrement de la politique monétaire, le canal du CMP conduit à l'apparition de pressions inflationnistes ainsi qu'à un ralentissement de la production. Le canal du CMP et le canal du taux

d'intérêt ont donc un effet similaire sur la dynamique de la production mais un effet opposé sur la dynamique de l'inflation. Le canal du CMP pourrait ainsi expliquer la réponse positive de l'inflation à un resserrement de la politique monétaire qui est généralement observée dans les analyses empiriques (phénomène couramment dénommé *price puzzle*).

Au-delà de la volonté d'expliquer le *price puzzle*, un modèle nouveau-keynésien augmenté du canal du CMP offre un cadre intéressant pour analyser le comportement des intermédiaires financiers dans la transmission des effets de la politique monétaire. En particulier, l'introduction de rigidités nominales sur le taux d'intérêt des crédits permet d'évaluer la répercussion (*pass-through*) d'une modification du taux d'intérêt du marché monétaire sur le taux d'intérêt des crédits. Une telle approche, fondée sur un modèle en équilibre générale micro-fondé, permet ainsi d'évaluer l'effet de *pass-through* d'une façon originale² et d'analyser ses déterminants.

Dans ce chapitre, nous cherchons à évaluer pour la zone euro et les Etats-Unis la répercussion du taux du marché monétaire sur le taux des crédits dans le cadre d'un modèle DSGE. Nous nous plaçons donc dans le cadre de la littérature sur le canal du CMP et nous développons un petit modèle structurel intégrant des rigidités réelles et nominales. Ce modèle nous permet également de nous interroger sur les déterminants de l'effet de *pass-through*, sur le rôle joué par la banque centrale dans ces déterminants et sur les interactions des différents déterminants. Nous cherchons également à évaluer le rôle des rigidités nominales sur les taux d'intérêt des crédits dans la transmission des effets de la politique monétaire. Plus précisément, nous cherchons à distinguer le rôle des différentes rigidités nominales sur les prix, les salaires et les taux d'intérêt des crédits et à évaluer leurs interactions dans la transmission des effets de la politique monétaire.

²L'approche généralement utilisée consiste à estimer une équation unique afin de déterminer l'élasticité du taux d'intérêt sur les crédits au taux du marché monétaire (Moazzami, 1999 ; De Bondt, 2002).

Les paramètres du modèle théorique sont estimés avec l'approche de minimisation de la distance développée par Rotemberg et Woodford (1997), qui consiste à minimiser la distance entre les fonctions de réponse théoriques et empiriques à un choc de politique monétaire. Le modèle est estimé pour la zone euro sur la période 1991-2003 (cette période étant imposée par la disponibilité des données) ainsi que pour les Etats-Unis sur la période 1965-2005.

Ce chapitre est organisé de la façon suivante. Dans une première section, nous passons brièvement en revue la littérature portant sur la prise en compte du canal du CMP et des rigidités sur le taux des crédits dans les modèles nouveau-keynésiens. La deuxième section introduit le modèle micro-fondé. La troisième section présente le modèle log-linéarisé. La quatrième section est consacrée à la méthode d'estimation du modèle. Dans une cinquième section, nous présentons les résultats des estimations sur la zone euro et les Etats-Unis. La sixième section analyse les déterminants de l'effet de *pass-through*. Enfin, dans une septième section, nous menons une analyse contrefactuelle afin d'illustrer le rôle et les interactions des rigidités nominales sur les prix, les salaires et les taux d'intérêt des crédits dans la transmission des effets de la politique monétaire.

4.1 Du canal du CMP aux rigidités sur le taux des crédits

L'attention portée au caractère potentiellement inflationniste d'une politique monétaire restrictive a été ravivée par les travaux de Barth et Ramey (2001). Ces auteurs avancent des preuves empiriques en faveur du canal du CMP pour les Etats-Unis sur la période 1959-2000 en estimant des modèles vectoriels autoregressifs sur données désagrégées. Ravenna et Walsh (2006) et Chowdhury et al. (2006) parviennent également à des résultats en faveur du canal du CMP en adoptant des approches en équilibre partiel consistant à estimer des courbes de Phillips. Ravenna et Walsh (2006) et Chowdhury

et al. (2006) réalisent leurs estimations pour les Etats-Unis sur la période 1960-2001, et pour les pays du G7 sur la période 1980-1997. Ils montrent que la dynamique de court terme de l'inflation est reliée positivement aux variations du taux d'intérêt du marché monétaire.

Le canal du CMP a également donné lieu à des évaluations dans le cadre de modèles nouveau-keynésiens en équilibre général (et non pas en considérant uniquement une courbe de Phillips) notamment par Rabanal (2003, 2007) et Christiano et al. (2005)³. Pour intégrer le canal du CMP, l'hypothèse généralement utilisée consiste à considérer que les entreprises doivent emprunter des fonds aux intermédiaires financiers afin de payer les salaires avant la réalisation de la production. Rabanal (2003, 2007) et Christiano et al. (2005) supposent également que les intermédiaires financiers sont en concurrence parfaite et fonctionnent sans coût. Le taux d'intérêt appliqué par les intermédiaires financiers est donc égal au taux d'intérêt du marché monétaire contrôlé par la banque centrale. Rabanal (2003) considère à la fois les Etats-Unis et la zone euro sur la période 1984-2002 alors que Christiano et al. (2005) considèrent uniquement les Etats-Unis sur la période 1965-1995 et que Rabanal (2007) s'intéresse seulement aux Etats-Unis sur la période 1959-2004.

Christiano et al. (2005) ne s'intéressent pas particulièrement à la résolution du *price puzzle* mais leurs estimations montrent que la prise en compte du canal du CMP permet de reproduire une réaction positive de l'inflation sur les premiers trimestres suivant un choc négatif de taux d'intérêt. De plus, ils notent que l'intégration au modèle de ce canal de transmission permet de parvenir à une estimation des paramètres structurels associés aux rigidités sur les prix en accord avec les résultats avancés par les approches microéconométriques (Bils et Klenow, 2004).

Rabanal (2003, 2007) concentre ses analyses sur la résolution du *price puzzle* et conclut que la contribution du canal du CMP aux effets de la politique monétaire est de faible ampleur. Ce canal de transmission n'apparaît notamment pas assez important

³Christiano et al. (2005) utilisent le terme *working capital channel* et non *cost channel* pour désigner l'effet du taux d'intérêt du marché monétaire sur le coût marginal des entreprises.

pour contrebalancer les effets sur la dynamique de l'inflation du canal du taux d'intérêt. Ainsi, le canal du CMP ne représente pas une solution plausible pour expliquer le *price puzzle*. De plus, Rabanal (2003, 2007) s'intéresse aux conditions nécessaires pour que son modèle génère une réponse positive de l'inflation sur les premiers trimestres suivant un choc négatif de taux d'intérêt. Une forte inertie dans l'évolution des salaires apparaît notamment nécessaire pour que l'effet du canal du CMP domine celui du canal du taux d'intérêt. Cependant, les restrictions nécessaires pour parvenir à générer un *price puzzle* détériorent sensiblement la capacité du modèle à répliquer les dynamiques des autres variables.

Kaufmann et Scharler (2006) et Hülsewig et al. (2006a) proposent des modélisations plus élaborées pour représenter le comportement des intermédiaires financiers et approfondissent le rôle que jouent ces derniers dans le canal du CMP. Ces auteurs intègrent notamment des rigidités nominales sur le taux d'intérêt des crédits. La répercussion à court terme d'une variation du taux d'intérêt du marché monétaire sur le taux d'intérêt des crédits est donc incomplet. Les intermédiaires financiers peuvent ainsi absorber en partie les effets d'un choc de politique monétaire. En développant des relations durables avec leurs clients, les intermédiaires financiers peuvent offrir des conditions de financement plus stables. Ce type de comportement des intermédiaires financiers réduit l'importance que pourrait prendre le canal du CMP dans la transmission des effets de la politique monétaire⁴.

Kaufmann et Scharler (2006) développent un modèle DSGE calibré de façon à opposer deux types de systèmes financiers. Pour un premier calibrage, les entreprises sont peu dépendantes des intermédiaires financiers pour financer leur production et le taux de répercussion sur le taux d'intérêt des crédits est élevé. Pour un second calibrage, les

⁴Le canal du CMP peut être rapproché du canal du crédit. Ces deux canaux de transmission mettent en avant le rôle des intermédiaires financiers dans le financement de la production pour expliquer l'amplitude de la réaction de la production à un choc de politique monétaire. L'effet du canal du crédit se trouve également réduit par des rigidités sur le taux d'intérêt sur les crédits (Ehrmann et al., 2003). Cependant, le canal du crédit ne se focalise pas sur le rôle des intermédiaires financiers dans la dynamique de l'inflation.

entreprises sont fortement dépendantes des intermédiaires financiers et le taux de répercussion sur le taux d'intérêt des crédits est faible. Dans une économie où le crédit joue un rôle important dans le financement de la production, les intermédiaires financiers peuvent développer des relations durables avec leurs clients et pratiquer un lissage des chocs de liquidité de façon à garantir des conditions de financement stables (Allen et Gale, 2000). Par conséquent, les calibrages retenues par Kaufmann et Scharler (2006) permettent d'opposer les Etats-Unis et la zone euro sur deux dimensions : l'importance des crédits dans le financement de la production et l'effet de *pass-through* sur les taux des crédits.

Concernant l'importance des crédits accordés par les intermédiaires financiers, Kaufmann et Scharler (2006) utilisent le poids des crédits dans l'ensemble des moyens de financement pour calibrer leur modèle. Concernant le calibrage du taux de répercussion, Kaufmann et Scharler (2006) estiment en équilibre partiel l'équation structurelle du taux d'intérêt sur les crédits obtenue dans leur modèle⁵. Ils réalisent leurs estimations sur la période 1990-2005 et considèrent les Etats-Unis et un panel de pays européens pour représenter la zone euro. Les estimations montrent un lissage faible et un effet de *pass-through* élevé pour les Etats-Unis et inversement pour la zone euro.

Les simulations du modèle théorique avec les calibrages ainsi obtenus montrent que le canal du CMP a un rôle limité dans la transmission des effets de la politique monétaire aussi bien pour les Etats-Unis que pour la zone euro. Pour le calibrage adapté aux Etats-Unis, le taux de répercussion sur le taux d'intérêt des crédits est élevé, ce qui est favorable aux effets passant par le canal du CMP, mais les crédits accordés par les intermédiaires financiers jouent un rôle réduit dans le financement de la production. Inversement pour la zone euro, les entreprises sont plus dépendantes des crédits accordés mais les intermédiaires financiers assurent des conditions de financement stables à leurs

⁵L'équation estimée consiste à expliquer la variation du taux d'intérêt des crédits par la variation retardée de cette même variable et par la variation du taux d'intérêt sur le marché monétaire. Le coefficient associé à la variation retardée du taux d'intérêt des crédits capture le comportement de lissage des intermédiaires financiers alors que le coefficient associé à la variation du taux d'intérêt sur le marché monétaire capture le taux de report sur le taux d'intérêt des crédits.

clients en lissant les chocs de liquidité. Ainsi, les deux critères utilisés pour opposer les systèmes financiers des Etats-Unis et de la zone euro jouent dans un sens opposé pour déterminer l'effet du taux d'intérêt du marché monétaire sur les coûts supportés par les entreprises. La structure du système financier apparaît ainsi peu déterminante pour déterminer l'amplitude du canal du CMP.

La méthode de calibrage utilisée par Kaufmann et Scharler (2006) pour opposer les systèmes financiers des Etats-Unis et de la zone euro peut être discutable. En effet, Kaufmann et Scharler (2006) ne se servent pas de l'ensemble des dynamiques de leur modèle pour évaluer les rigidités nominales associées à la fixation des taux d'intérêt des crédits. De plus, l'estimation des rigidités nominales sur le taux d'intérêt sur les crédits réalisée par Kaufmann et Scharler (2006) se base sur une l'équation en équilibre partiel et ne dépend donc pas du choc de politique monétaire pouvant être identifié lors de l'estimation d'un modèle DSGE.

Hülsewig et al. (2006a), en estimant plutôt qu'en calibrant leur modèle, parviennent donc à une évaluation des rigidités sur le taux d'intérêt sur les crédits plus cohérente avec leur modèle. Ils estiment leur modèle pour la zone euro sur la période 1991-2003 avec une approche de minimisation de distance proposée par Rotemberg et Woodford (1997). Cette méthode d'estimation des paramètres du modèle théorique repose sur la reproduction des fonctions de réponse empiriques de variables choisies à un choc de politique monétaire. Les rigidités nominales sur le taux d'intérêt des crédits sont donc estimées conjointement aux autres paramètres du modèle de façon à répliquer notamment la fonction de réponse du taux d'intérêt des crédits à un choc de politique monétaire. Les résultats de Hülsewig et al. (2006a) montrent que les rigidités nominales sur le taux d'intérêt des crédits sont significatives et que le canal du CMP joue un rôle limité dans la transmission des effets d'un choc de politique monétaire. Ces auteurs ne s'intéressent pas uniquement à l'incapacité du modèle à générer un *price puzzle* mais cherchent également à faire ressortir les déterminants de l'effet de *pass-through* du taux du marché monétaire sur le taux des crédits. Cet effet ne dépend pas uniquement des

rigidités nominales sur le taux des crédits mais également du comportement de lissage de la banque centrale.

Henzel et al. (2007) approfondissent les travaux de Hülsewig et al. (2006a) en évaluant sous quelles restrictions les effets du canal du CMP pourraient dominer ceux du canal du taux d'intérêt et ainsi générer un *price puzzle*. Certaines restrictions, comme par exemple une plus grande rigidité des salaires, ne sont pas rejetées par les données. Henzel et al. (2007) concluent donc favorablement sur la capacité du canal du CMP à générer une réponse positive de l'inflation sur les premiers trimestres suivant un choc négatif de taux d'intérêt.

Dans ce chapitre, nous allons approfondir l'analyse menée par Hülsewig et al. (2006a) sur les déterminants de l'effet de *pass-through* du taux du marché monétaire sur le taux des crédits. Cet effet dépend en partie de l'inertie des évolutions du taux du marché monétaire et Hülsewig et al. (2006a) attribuent cette inertie intégralement au comportement de lissage de la banque centrale. Cependant, cette inertie pourrait être exogène au comportement de la banque centrale et résulter de la persistance des chocs de taux d'intérêt affectant l'économie. Une approche générale combinant deux sources d'inertie du taux du marché monétaire pourrait donc venir relativiser le rôle joué par la banque centrale dans la détermination de l'effet de *pass-through*.

Les apports de ce chapitre résident également dans l'analyse des interactions des différents déterminants de l'effet de *pass-through* et dans l'évaluation du rôle des rigidités sur les taux d'intérêt des crédits dans la transmission des effets de la politique monétaire. Le fait de réaliser nos estimations pour la zone euro et les Etats-Unis nous permettra également d'évaluer si les rigidités sur les taux des crédits sont véritablement différentes entre les deux zones.

4.2 Présentation du modèle micro-fondé

Nous développons un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique proche de celui de Hülsewig et al. (2006a) mais différent sur quelques points. Nous prenons en

compte des rigidités sur les salaires, contrairement à ces auteurs qui considèrent des salaires flexibles. Par ailleurs, nous considérons des spécifications différentes concernant les hypothèses d'habitudes de consommation et d'indexation des prix sur l'inflation passée.

Le modèle représente une économie comprenant 6 catégories d'agents : un intermédiaire représentatif sur le marché du travail, un continuum de ménages indexés par $i \in [0; 1]$, un continuum d'intermédiaires financiers indexés par $g \in [0; 1]$, une entreprise représentative de bien final, un continuum d'entreprises de biens intermédiaires indexées par $j \in [0; 1]$ et une banque centrale. L'économie est supposée être caractérisée par trois types de rigidités nominales : sur les prix, sur les salaires et sur les taux d'intérêt des crédits. Ces rigidités nominales sont introduites avec un mécanisme à la Calvo (1983). Les prix et les salaires sont également indexés sur l'inflation passée. De plus, l'économie est caractérisée par des rigidités réelles introduites par des habitudes de consommation. Fuhrer (2000) montre que la prise en compte de ce type de comportement permet d'améliorer la capacité du modèle à reproduire des faits empiriques. Enfin, nous supposons que l'économie est perturbée par un choc de politique monétaire. Les décisions d'optimisation des agents sont réalisées une période avant l'occurrence du choc de politique monétaire à l'exception des décisions relatives aux dépôts, aux encaisses réelles et aux taux d'intérêt sur les crédits.

4.2.1 L'intermédiaire représentatif sur le marché du travail

Nous supposons qu'il existe un continuum de ménages différenciés, indexés par $i \in [0; 1]$. Chaque ménage est doté d'un travail spécifique de type i et se trouve en situation de concurrence monopolistique pour choisir son salaire. Suivant Erceg et al. (2000), nous supposons que chaque type de travail est offert sur le marché du travail à un ensemble d'intermédiaires se trouvant en situation de concurrence parfaite⁶. A chaque période,

⁶Dans l'article d'Erceg et al. (2000), l'entreprise représentative chargée d'agréger le travail différencié des ménages est appelée *employment agency*. Cette hypothèse permet d'éliminer l'hétérogénéité des ménages concernant le type de travail offert. En effet, l'*employment agency* offre comme intrant

l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail achète $h_{i,t}$ unités de travail pour un salaire $W_{i,t}$ au ménage de type i . L'intermédiaire représentatif sur le marché du travail constitue h_t unités de travail agrégé à partir des différents types de travail. Le travail agrégé h_t est vendu pour un salaire W_t aux entreprises de biens intermédiaires qui l'utilisent comme intrant dans leur fonction de production. Le travail agrégé h_t est obtenu en utilisant une fonction d'agrégation à la Dixit et Stiglitz (1977), supposant que les types de travail sont des substituts imparfaits avec une élasticité de substitution constante $\eta_h > 0$. La fonction d'agrégation à la Dixit et Stiglitz (1977) est donnée par :

$$h_t = \left[\int_0^1 h_{i,t}^{\frac{\eta_h-1}{\eta_h}} di \right]^{\frac{\eta_h}{\eta_h-1}}. \quad (4.1)$$

A chaque période, l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail en situation de concurrence choisit son travail agrégé h_t et les types de travail $h_{i,t}$, $i \in [0; 1]$, utilisés pour réaliser ce travail agrégé, de façon à maximiser son profit. Le programme de l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail est donc donné par :

$$\text{Max}_{\{h_t, h_{i,t}\}} W_t h_t - \int_0^1 W_{i,t} h_{i,t} di,$$

sous la contrainte de l'équation (4.1).

La résolution de ce programme (voir annexe) nous permet d'obtenir la demande pour le travail spécifique $h_{i,t}$ du ménage de type i :

$$h_{i,t} = \left[\frac{W_{i,t}}{W_t} \right]^{-\eta_h} h_t. \quad (4.2)$$

4.2.2 Les ménages

Les ménages sont indexés par $i \in [0; 1]$ dans la mesure où chaque ménage possède un travail spécifique. Le ménage de type i retire une utilité de la consommation des

le travail agrégé aux entreprises en situation de concurrence monopolistique qui produisent les biens intermédiaires.

biens finals ($c_{i,t}$) et de la détention d'encaisses réelles ($Q_{i,t}/P_t$). Il retire une désutilité en offrant du travail ($h_{i,t}$). La fonction d'utilité intertemporelle du ménage est donnée par :

$$E_T \sum_{k=0}^{\infty} \beta^{t+k} \left[\mathbb{U} \left(c_{i,t+k} - bc_{i,t+k-1}, \frac{Q_{i,t+k}}{P_{t+k}} \right) - \mathbb{V}(h_{i,t+k}) \right], \quad (4.3)$$

où E_T représente l'opérateur espérance conditionnel à l'information dont dispose le ménage lorsqu'il prend ses décisions, $\beta \in [0; 1]$ est le facteur d'actualisation, la fonction $\mathbb{U}(\cdot)$ représente l'utilité associée à la consommation et à la détention d'encaisses réelles, la fonction $\mathbb{V}(\cdot)$ représente la désutilité associée au travail. L'utilité associée à la consommation sur chaque période dépend de la quasi-différence entre le niveau courant de consommation et le niveau de consommation sur la période précédente. Le paramètre $b \in [0; 1]$ est ainsi une mesure du degré de lissage de la consommation des ménages. Cette spécification permet d'introduire un processus d'habitudes internes dans le comportement de consommation des ménages (Fuhrer, 2000)⁷. Une telle spécification permet notamment de capturer la persistance dans les évolutions de la consommation (et de la production) suite à l'occurrence d'un choc, ce qui est généralement difficilement répliquable par un modèle purement *forward looking*. Si $b = 0$, nous nous retrouvons dans le cas standard d'un modèle purement *forward looking* où les préférences de consommation sont temporellement séparables.

Nous ne spécifions pas la fonction $\mathbb{V}(h_{i,t+k})$ et nous supposons que la fonction $\mathbb{U}(\cdot)$ est une fonction séparable de la forme :

$$\mathbb{U} \left(c_{i,t} - bc_{i,t-1}, \frac{Q_{i,t}}{P_t} \right) = \ln(c_{i,t} - bc_{i,t-1}) + \ln(Q_{i,t}/P_t).$$

L'hypothèse que la fonction $\mathbb{U}(\cdot)$ soit une fonction séparable en ses deux arguments peut se baser sur les travaux de Ireland (2004). En effet, ce dernier a montré empiriquement

⁷Un processus d'habitudes externes considère que la référence de consommation du ménage porte sur la consommation du secteur des ménages agrégé. L'utilité du ménage retiré de son comportement de consommation dépendrait donc de $c_{i,t+k} - bc_{t+k-1}$ dans le cadre d'un processus d'habitudes externes et non plus de $c_{i,t+k} - bc_{i,t+k-1}$.

que les effets d'encaisses réelles obtenus dans le cadre d'un modèle DSGE comprenant une fonction d'utilité non séparable sont négligeables.

La contrainte budgétaire du ménage de type i s'écrit de la façon suivante :

$$P_t c_{i,t} + Q_{i,t} + D_{i,t} = Q_{i,t-1} + R_{t-1}^D D_{i,t-1} + W_{i,t} h_{i,t} + N_{i,t}^F + N_{i,t}^{FI}, \quad (4.4)$$

où P_t est le prix du bien final, $D_{i,t}$ les dépôts du ménage, R_t^D le taux d'intérêt "brut" sur les dépôts ($R_t^D \equiv 1 + r_t^D$, où r_t^D est le taux d'intérêt sur les dépôts), $N_{i,t}^F$ et $N_{i,t}^{FI}$ les profits agrégés distribués respectivement par les entreprises de biens intermédiaires et les intermédiaires financiers aux ménages. Les entreprises de biens intermédiaires et les intermédiaires financiers sont en situation de concurrence monopolistique et sont *in fine* détenus par les ménages. Ainsi, le ménage de type i entre dans la période t avec un certain montant d'encaisses $Q_{i,t-1}$ et un certain montant de dépôts $D_{i,t-1}$ rémunérés à un taux d'intérêt R_{t-1}^D . Le ménage a également reçu un salaire $W_{i,t} h_{i,t}$ des entreprises de biens intermédiaires et des profits $N_{i,t}^F$ et $N_{i,t}^{FI}$ des entreprises de biens intermédiaires et des intermédiaires financiers. Avec ces ressources, le ménage choisit ses encaisses $Q_{i,t}$, ses dépôts $D_{i,t}$ et sa consommation $P_t c_{i,t}$.

Le ménage de type i maximise son utilité intertemporelle donnée par l'équation (4.3) sous sa contrainte budgétaire (équation (4.4)) et sous la contrainte de la demande de travail spécifique formulée par l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail (équation (4.2)). Les conditions du premier ordre associées aux choix de la consommation, des encaisses et des dépôts sont données respectivement par :

$$E_{t-1} \left\{ \frac{1}{c_{i,t} - b c_{i,t-1}} \right\} - \beta b E_{t-1} \left\{ \frac{1}{c_{i,t+1} - b c_{i,t}} \right\} - E_{t-1} \{ \lambda_t P_t \} = 0, \quad (4.5)$$

$$\frac{1}{Q_{i,t}} - \lambda_t + \beta E_t \{ \lambda_{t+1} \} = 0, \quad (4.6)$$

$$-\frac{\lambda_t}{R_t^D} + \beta E_t \{ \lambda_{t+1} \} = 0, \quad (4.7)$$

où λ_t est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte budgétaire du ménage.

L'équation (4.5) correspond à l'équation d'Euler. La présence de l'opérateur $E_{t-1}\{\cdot\}$ résulte de l'hypothèse selon laquelle les ménages choisissent leur consommation avant la réalisation du choc de politique monétaire. L'équation (4.6) caractérise la demande de monnaie et suggère que l'utilité marginale des encaisses est égale à la différence entre l'utilité marginale de la consommation et l'utilité marginale future espérée de la consommation. L'équation (4.7) correspond à la CPO associée au choix des dépôts et indique que le taux d'intérêt sur les dépôts est égal au ratio entre l'utilité marginale courante de la consommation et l'utilité marginale future espérée de la consommation.

Des rigidités sur le marché du travail sont introduites en supposant que les ménages font face à des frictions nominales à la Calvo (1983). Chaque ménage peut réoptimiser son salaire seulement avec une probabilité $1 - \tau_h$ à chaque période, indépendamment du temps s'étant écoulé depuis sa dernière réoptimisation. Ainsi, chaque période, une proportion $1 - \tau_h$ des ménages peut réoptimiser son salaire. Le salaire est donc fixé pour une durée moyenne de $1/(1 - \tau_h)$. La proportion τ_h des ménages qui ne peuvent pas réoptimiser leur salaire ajustent leur salaire selon la règle automatique suivante :

$$W_{i,t+k} = \vartheta_{t,t+k}^w W_{i,t},$$

avec :

$$\vartheta_{t,t+k}^w = \begin{cases} [(\pi)^{1-\alpha_w} (\pi_t)^{\alpha_w}] \times [(\pi)^{1-\alpha_w} (\pi_{t+1})^{\alpha_w}] \times \dots \times [(\pi)^{1-\alpha_w} (\pi_{t+k-1})^{\alpha_w}] & \text{si } k \geq 1 \\ 1 & \text{sinon} \end{cases},$$

avec $\pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$ l'inflation sur la période t et π l'inflation à l'état stationnaire. Le paramètre $\alpha_w \in [0, 1]$ représente le degré d'indexation des salaires sur l'inflation de la date précédente à chaque fois que le ménage n'a pas la possibilité de réoptimiser son salaire.

Pour un ménage de type i ayant la possibilité de réoptimiser son salaire à la période t , la CPO associée au choix de son salaire $W_{i,t}^*$ maximisant sa fonction d'utilité définie

par la fonction (4.3) sous sa contrainte budgétaire (équation (4.4)) et sous la contrainte de la fonction de demande de travail de type i (équation (4.2)) est donnée par :

$$E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ h_{i,t+k}^* \left[\Lambda_{t+k} \frac{\vartheta_{t,t+k}^w}{\pi_{t,t+k}^w} \frac{w_{i,t}^*}{w_t} w_{t+k} - \frac{\eta_h}{\eta_h - 1} \mathbb{V}^h(h_{i,t+k}^*) \right] \right\} = 0, \quad (4.8)$$

où $h_{i,t+k}^*$ est l'offre de travail en $t+k$ du ménage de type i ayant réoptimisé son salaire pour la dernière fois en t , $\Lambda_{t+k} \equiv \lambda_{t+k} P_{t+k}$, $\pi_{t,t+k}^w \equiv W_{t+k}/W_t$, $w_t \equiv W_t/P_t$, $w_{i,t}^* \equiv W_{i,t}^*/P_t$ et $\mathbb{V}^h(\cdot)$ est la désutilité marginale du travail. Le ratio $\eta_h/(\eta_h - 1)$ représente le taux de marge salarial (ou pouvoir de négociation des salariés). Si les salaires étaient parfaitement flexibles, nous aurions obtenu comme condition que le salaire réel doit être égal au taux marginal de substitution entre la consommation et le travail. Les frictions nominales sur le marché du travail conduisent les ménages à anticiper qu'ils pourraient ne pas avoir la possibilité de réoptimiser leurs salaires durant les périodes suivantes. Les ménages sont donc amenés à prendre en compte les déviations courantes et futures entre le salaire réel et le taux marginal de substitution, en pondérant ces déviations par la probabilité qu'elles se produisent.

4.2.3 L'entreprise représentative de bien final

L'entreprise représentative produisant le bien final est en situation de concurrence parfaite. Nous supposons qu'il existe un continuum d'entreprises des biens intermédiaires différenciées indexées par $j \in [0; 1]$. Chaque entreprise de bien intermédiaire produit en concurrence monopolistique un bien spécifique de type $j \in [0; 1]$. A chaque période, l'entreprise représentative de bien final achète $y_{j,t}$ unités de bien intermédiaire $j \in [0; 1]$ au prix $P_{j,t}$ pour produire y_t unités de bien final. Le bien final y_t est vendu au prix P_t aux ménages pour leur consommation. La production agrégée y_t est obtenue en utilisant une fonction d'agrégation à la Dixit et Stiglitz (1977), supposant que les biens intermédiaires sont des substituts imparfaits avec une élasticité de substitution

constante $\eta_p > 0$. La fonction d'agrégation à la Dixit et Stiglitz (1977) est donnée par :

$$y_t = \int_0^1 \left[\frac{\frac{\eta_p - 1}{\eta_p}}{y_{j,t}} dj \right]^{\frac{\eta_p}{\eta_p - 1}}. \quad (4.9)$$

A chaque période, l'entreprise représentative de bien final en situation de concurrence parfaite choisit sa production y_t et les biens intermédiaires $y_{j,t}$, $j \in [0; 1]$, utilisés pour réaliser cette production, de façon à maximiser son profit. Le programme de l'entreprise représentative de bien final est donc donné par :

$$\text{Max}_{\{y_t, y_{j,t}\}} P_t y_t - \int_0^1 P_{j,t} y_{j,t} dj,$$

sous la contrainte de l'équation (4.9).

La résolution de ce programme (voir annexe) nous permet d'obtenir la demande pour le bien intermédiaire $y_{j,t}$:

$$y_{j,t} = \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\eta_p} y_t. \quad (4.10)$$

4.2.4 Les entreprises de biens intermédiaires

L'entreprise produisant le bien intermédiaire de type j est en concurrence monopolistique sur le marché des biens intermédiaires. Cette entreprise choisit le prix $P_{j,t}$ auquel elle vend son bien intermédiaire de type j aux entreprises de bien final, ainsi que la quantité $h_{j,t}$ de travail agrégé demandée à l'intermédiaire sur le marché du travail. La technologie de production utilisée par l'entreprise produisant le bien intermédiaire de type j est déterminée par la fonction de production suivante :

$$y_{j,t} = [h_{j,t}]^\psi, \quad (4.11)$$

avec $\psi < 1$.

Les entreprises de biens intermédiaires doivent payer les salaires avant de réaliser leur production. L'entreprise produisant le bien intermédiaire de type j doit donc emprunter

en début de chaque période le montant $W_t h_{j,t}$ aux intermédiaires financiers et supporter la charge d'intérêt à la fin de chaque période. Les coûts de production supportés par l'entreprise produisant le bien intermédiaire de type j sont de $R_{j,t}^L W_t h_{j,t}$, où $R_{j,t}^L$ est le taux d'intérêt "brut" sur le crédit contracté par l'entreprise intermédiaire de type j ($R_{j,t}^L \equiv 1 + r_{j,t}^L$, où $r_{j,t}^L$ est le taux d'intérêt sur les crédits). Le taux d'intérêt sur les crédits est donc un des déterminants des coûts de production. Cette hypothèse, utilisée notamment par Rabanal (2003, 2007), Christiano et al. (2005), Hülsewig et al. (2006a) et Henzel (2007), permet d'introduire la canal du CMP. La répercussion du taux d'intérêt du marché monétaire sur le taux des crédits conduira donc directement à une modification du coût marginal supporté par les entreprises.

Le profit à la période t de l'entreprise produisant le bien intermédiaire de type j est donc donné par :

$$N_{j,t}^F = P_{j,t} y_{j,t} - R_{j,t}^L P_t w_t h_{j,t}.$$

L'entreprise de biens intermédiaires maximise son profit intertemporel sous les contraintes de sa fonction de production (équation (4.11)) et de la fonction de demande de bien intermédiaire de type j formulée par les entreprises de bien final (équation (4.10)). Les profits réalisés sont distribués aux ménages. La condition du premier ordre associée au choix de la quantité de travail agrégé demandée permet de dériver une expression du coût marginal supporté par l'entreprise de bien intermédiaire de type j qui est donnée par (voir détails en annexe) :

$$\Gamma_{j,t} = \frac{1}{\psi} R_{j,t}^L \frac{w_t h_{j,t}}{y_{j,t}}, \quad (4.12)$$

où $\Gamma_{j,t}$ représente le coût marginal supporté par l'entreprise de bien intermédiaire de type j , et $w_t \equiv W_t/P_t$ est le salaire réel.

Les entreprises de biens intermédiaires font face à des rendements décroissants ($\psi < 1$) et nous supposons également que ces entreprises développent des relations durables avec des banques spécifiques. Les entreprises avec des productions différentes font donc face à des coûts marginaux différents. Le coût marginal supporté par l'en-

treprise intermédiaire de type j peut donc être reformulé de la façon suivante :

$$\Gamma_{j,t} = \Gamma_t \left(\frac{y_{j,t}}{y_t} \right)^{\frac{\eta_L(1-\psi)-1}{\eta_L\psi}}, \quad (4.13)$$

où Γ_t est le coût marginal moyen supporté par les entreprises de biens intermédiaires et $1/\eta_L$ mesure le pouvoir de monopole observé dans le secteur bancaire.

Des rigidités sur le marché des biens intermédiaires sont introduites en supposant que les entreprises de biens intermédiaires font face à des frictions nominales à la Calvo (1983). A chaque période, les entreprises de biens intermédiaires peuvent réoptimiser leur prix seulement avec une probabilité $1 - \tau_p$, indépendamment du temps s'étant écoulé depuis sa dernier réoptimisation. Ainsi, chaque période, une proportion $1 - \tau_p$ des entreprises de biens intermédiaires peut réoptimiser son prix et ce prix restera fixé pour une durée moyenne de $1/(1 - \tau_p)$. La proportion τ_p des entreprises de biens intermédiaires qui ne peuvent pas réoptimiser leur prix ajustent leur prix selon la règle automatique suivante :

$$P_{j,t+k} = \vartheta_{t,t+k}^p P_{j,t},$$

avec :

$$\vartheta_{t,t+k}^p = \begin{cases} [(\pi)^{1-\alpha_p} (\pi_t)^{\alpha_p}] \times [(\pi)^{1-\alpha_p} (\pi_{t+1})^{\alpha_p}] \times \dots \times [(\pi)^{1-\alpha_p} (\pi_{t+k-1})^{\alpha_p}] & \text{si } k \geq 1 \\ 1 & \text{sinon} \end{cases},$$

avec $\pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$ l'inflation sur la période t , π l'inflation à l'état stationnaire et $\alpha_p \in [0, 1]$ le degré d'indexation des prix des biens intermédiaires sur l'inflation de la date précédente.

Pour une entreprise de bien intermédiaire de type j ayant la possibilité de réoptimiser son prix à la période t , la CPO associée au choix de son prix $P_{j,t}^*$ maximisant son profit intertemporel sous la contrainte de sa fonction de production (équation (4.11)) et sous la contrainte de la fonction de demande de bien intermédiaire de type j (équation

(A.13)), est donnée par :

$$E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_p)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} y_{j,t+k}^* \left[\frac{\vartheta_{t,t+k}^p P_{j,t}^*}{\pi_{t,t+k} P_t} - \frac{\eta_p}{\eta_p - 1} \Gamma_{j,t+k}(y_{j,t+k}^*) \right] \right\}, \quad (4.14)$$

où $\pi_{t,t+k} = P_{t+k}/P_t$.

4.2.5 Les intermédiaires financiers

Nous supposons comme Hülsewig et al. (2006a) que les intermédiaires financiers développent des relations durables avec les entreprises de biens intermédiaires. L'intermédiaire financier de type $g \in [0; 1]$ fait face à la fonction de demande de prêts suivante :

$$L_{g,t} = \left(\frac{R_{g,t}^L}{R_t^L} \right)^{-\eta_L} L_t, \quad (4.15)$$

où $\eta_L > 1$ représente l'élasticité au taux d'intérêt de la demande de crédit, $R_{g,t}^L$ est le taux d'intérêt appliqué sur les prêts $L_{g,t}$ accordé par la banque g , R_t^L représente le taux d'intérêt agrégé et L_t représente la demande de prêts agrégée. Cette spécification est utilisée par Hülsewig et al (2006a).

L'équation (4.15), représentant la fonction de demande spécifique de crédit, est similaire aux équations (4.2) et (4.10) utilisées pour représenter respectivement la demande de travail de type i et la demande de biens intermédiaires de type j . Contrairement aux équations (4.2) et (4.10), l'équation (4.15) n'a pas de micro-fondation. L'entreprise représentative de bien final utilise l'ensemble des biens intermédiaires disponibles. De même l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail utilise l'ensemble des types de travail disponibles. A l'inverse, les crédits reçus par les entreprises intermédiaires ne sont pas diversifiés sur l'ensemble des intermédiaires financiers présents sur le marché du crédit. Les entreprises de biens intermédiaires maintiennent des relations durables avec un intermédiaire financier particulier. Malgré cette différence structurelle, l'équation (4.15) peut néanmoins être utilisée pour représenter la demande de crédit. Le paramètre η_L s'apparente ainsi à l'incitation de l'entreprise intermédiaire de mettre fin

à sa relation avec sa banque si cette dernière modifie son taux d'intérêt. Plus η_L est élevé, plus la relation entre la banque et l'entreprise intermédiaire est fragile et plus la structure du marché du crédit est proche d'une situation de concurrence⁸.

Henzel et al. (2007) indiquent qu'il est possible d'obtenir une micro-fondation pour l'équation (4.15). Pour cela, il faut supposer que les banques offrent des prêts différenciés et se font concurrence sur les taux d'intérêt des crédits (Carletti et al., 2007). La différenciation des prêts peut résulter d'une spécialisation des intermédiaires financiers dans certains types de prêts (selon la taille des entreprises ou le secteur d'activité) ou d'une spécialisation géographique. L'équation (4.15) peut ainsi être obtenue à partir d'un programme de minimisation des coûts d'une entreprise de bien intermédiaire détenant un portefeuille de crédit diversifié⁹.

Des rigidités sur le marché du crédit sont introduites en supposant que les banques peuvent modifier leur taux d'intérêt selon un processus à la Calvo (1983). A chaque période, les intermédiaires financiers peuvent réoptimiser leur taux d'intérêt seulement avec une probabilité $1 - \tau_L$, indépendamment du temps s'étant écoulé depuis son dernier ajustement. Ainsi, chaque période, une proportion $1 - \tau_L$ des banques peut ajuster son taux d'intérêt et ce taux restera fixé pour une durée moyenne de $1/(1 - \tau_L)$. Une proportion τ_L des banques conserve son taux d'intérêt inchangé. Le taux d'intérêt agrégé satisfait ainsi la condition :

$$(R_t^L)^{1-\eta_L} = (1 - \tau_L) (R_t^{L*})^{1-\eta_L} + \tau_L (R_{t-1}^L)^{1-\eta_L},$$

où R_t^{L*} est le taux d'intérêt réoptimisé par les banques.

⁸Dans le cas des équations (4.2) et (4.10), les paramètres η_h et η_p représentent respectivement l'élasticité de substitution entre les différents types de travail et l'élasticité de substitution entre les différents biens intermédiaires. Cependant, les augmentations de η_L , η_h ou η_p ont la même implication, elles conduisent à une diminution des pouvoirs de marché.

⁹L'idée pourrait ainsi être que l'entreprise de bien intermédiaire a accès à un département financier représentatif chargé d'assurer son financement au meilleur coût. Ce département financier aurait donc pour fonction de "produire" du crédit agrégé à partir des crédits diversifiés proposés par les intermédiaires financiers. Le département financier aurait ainsi la même fonction que l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail ou l'entreprise représentative de bien final, c'est-à-dire de "régler" les problèmes d'hétérogénéité entre les agents du modèle.

Une banque ayant la possibilité de réoptimiser son taux d'intérêt à la période t choisit son taux d'intérêt de façon à maximiser la valeur présente espérée de ses profits donnée par :

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_L)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} N_{t+k}^{FI} \right\},$$

où N_{t+k}^{FI} représente les profits réalisés par la banque et $\beta^k \lambda_{t+k} / \lambda_t$ représente le facteur d'escompte. Les profits étant redistribués aux ménages à la fin de chaque période, le facteur d'escompte est égal au taux marginal intertemporel de substitution d'un ménage représentatif.

Les banques accordent des crédits aux entreprises intermédiaires (L_t) et se financent par dépôts (D_t) et en contractant des crédits auprès de la banque centrale (X_t). Le profit à la période $t+k$ de la banque g ayant réoptimisé son taux d'intérêt à la période t pour la dernière fois, est donné par :

$$N_{g,t+k}^{FI} = R_{g,t}^{L*} L_{g,t+k} - R_{t+k}^D D_{g,t+k} - R_{t+k}^M X_{g,t+k}, \quad (4.16)$$

où $R_{g,t}^{L*}$ est le taux d'intérêt réoptimisé par la banque g à la période t , R_{t+k}^D est le taux d'intérêt sur les dépôts à la période $t+k$ et R_{t+k}^M est le taux d'intérêt contrôlé par la banque centrale à la période $t+k$. En supposant l'absence d'opportunité d'arbitrage, le taux d'intérêt sur les dépôts est égal au taux d'intérêt contrôlé par la banque centrale. Le taux d'intérêt sur les dépôts est donc considéré comme exogène par la banque. De plus, la contrainte de bilan de la banque est donnée par :

$$L_{g,t} = D_{g,t} + X_{g,t}.$$

Le volume de crédits accordés est égal à la somme des dépôts reçus des ménages et des liquidités obtenues auprès de la banque centrale. L'équation (4.16) définissant le profit à la période $t+k$, pour une banque g ayant réoptimisé son taux d'intérêt à la période

t pour la dernière fois, peut donc s'écrire :

$$N_{g,t+k}^{FI} = (R_{g,t}^{L\star} - R_{t+k}^M) L_{g,t+k}.$$

Le programme d'une banque ayant la possibilité de réoptimiser son taux d'intérêt consiste donc à choisir son taux d'intérêt $R_{g,t}^{L\star}$ de façon à maximiser son profit intertemporel sous la contrainte de la fonction de demande de crédit (équation (4.15)). La condition du premier ordre associée à ce programme de maximisation est donnée par :

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_L)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} (1 - \eta_L) \left[1 - \frac{\eta_L}{(\eta_L - 1)} \frac{R_{t+k}^M}{R_{g,t}^{L\star}} \right] L_{g,t+k}^{\star} \right\} = 0, \quad (4.17)$$

où $\eta_L/(\eta_L - 1)$ représente le taux de marge de la banque et $L_{g,t+k}^{\star}$ représente les crédits en $t + k$ de la banque g ayant réoptimisé son taux d'intérêt pour la dernière fois en t .

4.2.6 La banque centrale

Nous supposons que la banque centrale fixe son taux d'intérêt en appliquant une règle. Le choix de la règle de politique monétaire retenue s'effectue en fonction de considérations empiriques, comme cela est souvent le cas dans l'estimation de modèles DSGE (Smets et Wouters, 2003 ; Hülsewig et al., 2006a, Henzel et al., 2007). Dans notre cadre, les règles de politique monétaire retenues pour la zone euro et les Etats-Unis sont ainsi celles qui permettent la meilleure représentation des données par le modèle¹⁰.

Pour la zone euro, nous retenons la règle suivante :

$$R_t^M = [R_{t-1}^M]^{\rho_r} \left[E_t \{ \pi_{t+1}^{r_\pi^1} \} \Delta y_{t-1}^{r_y^1} \right]^{1-\rho_r} \exp(\varepsilon_t). \quad (4.18)$$

¹⁰Les règles de politique monétaire retenues diffèrent donc sensiblement de celles pouvant être utilisées soit par une approche descriptive cherchant à estimer en équilibre partiel une règle à la Taylor, soit par une approche normative s'intéressant à la règle de politique monétaire optimale résultant d'un comportement d'optimisation de la banque centrale.

Pour les Etats-Unis, nous retenons la règle suivante :

$$R_t^M = [R_{t-1}^M]^{\rho_r} \left[\pi_t^{r_\pi^0} y_t^{r_y^0} \right]^{1-\rho_r} \exp(\varepsilon_t), \quad (4.19)$$

où ρ_r représente le degré de lissage du taux d'intérêt, r_π^0 et r_π^1 représentent les réactions de la banque centrale à l'inflation, r_y^0 et r_y^1 représentent respectivement la réaction de la banque centrale à la production et au taux de croissance de la production. Enfin, ε_t représente un choc de politique monétaire ayant les caractéristiques suivantes :

$$\varepsilon_t = \rho_\varepsilon \varepsilon_{t-1} + u_t,$$

où u_t représente un bruit blanc de moyenne nulle et de variance σ_ε .

Les règles de politique monétaire considérées permettent une inertie du taux d'intérêt endogène au comportement de la banque centrale, représentée par le paramètre ρ_r , et une inertie exogène au comportement de la banque centrale, représentée par le paramètre ρ_ε (Rudebusch, 2005). Dans le cadre d'une inertie endogène, la banque centrale décide délibérément d'ajuster graduellement son taux d'intérêt suite à l'occurrence d'un choc. La persistance de la réponse du taux d'intérêt à un choc résulte donc du comportement de la banque centrale. Dans le cadre d'une inertie exogène, l'inertie du taux d'intérêt résulte des caractéristiques des chocs affectant la règle de politique monétaire.

4.3 Le modèle log-linéarisé

Les dynamiques du modèle sont obtenues en log-linéarisant autour de l'état stationnaire des conditions du premier ordre à l'équilibre symétrique¹¹ (les détails de la log-linéarisation du modèle sont donnés en annexe).

¹¹La notation suivante est utilisée : le symbole $\hat{\cdot}$ représente la déviation logarithmique d'une variable par rapport à son état stationnaire. L'absence d'indice temporel sur une variable indique que la variable est considérée à son état stationnaire. Ainsi, pour une variable X_t , nous avons $\hat{X}_t = \log(X_t/X)$ où X représente la valeur de la variable X_t à son état stationnaire.

La log-linéarisation de l'équation d'Euler (équation (4.5)) est donnée par¹² :

$$E_{t-1}\{\hat{y}_t\} = \gamma E_{t-1}\{\hat{y}_{t-1}\} + \beta \gamma E_{t-1}\{\hat{y}_{t+1}\} - [1 - \gamma(1 + \beta)] E_{t-1}\{\hat{\Lambda}_t\},$$

où $\gamma \equiv b/(1 + \beta b^2)$ et la log-linéarisation de la CPO associée au choix des dépôts (équation (4.7)) est donnée par :

$$\hat{\Lambda}_t = \hat{R}_t^M - E_t\{\hat{\pi}_{t+1}\} + E_t\{\hat{\Lambda}_{t+1}\}.$$

La combinaison de ces deux équations correspond à l'équation de la courbe *IS* du modèle décrivant la dynamique de la production. La présence d'habitudes dans les préférences des ménages conduit à ce que l'équation de la courbe *IS* soit à la fois *forward looking* et *backward looking*.

La log-linéarisation de la CPO associée au choix des salaires (équation (4.8)) permet d'obtenir l'équation de Phillips sur les salaires :

$$E_{t-1}\{\hat{\pi}_t^w\} - \alpha_w E_{t-1}\{\hat{\pi}_{t-1}\} = \kappa_w \left[\frac{\omega_h}{\psi} E_{t-1}\{\hat{y}_t\} - E_{t-1}\{\hat{w}_t\} - E_{t-1}\{\hat{\Lambda}_t\} \right] + \beta E_{t-1}\{\hat{\pi}_{t+1}^w - \alpha_w \hat{\pi}_t\},$$

où $\kappa_w \equiv (1 - \tau_h)(1 - \beta\tau_h)/(\tau_h(1 + \omega_h\eta_h))$ et où l'inflation salariale est définie par :

$$E_{t-1}\{\hat{\pi}_t^w\} = E_{t-1}\{\hat{w}_t\} - E_{t-1}\{\hat{w}_{t-1}\} + E_{t-1}\{\hat{\pi}_t\}.$$

Les rigidités nominales sur les salaires conduisent à la formulation d'une équation de "Phillips sur les salaires". Le paramètre κ_w représente l'élasticité de l'inflation salariale au coût du travail. Le processus de fixation des salaires à la Calvo (1983) permet d'obtenir une composante *forward looking* dans la dynamique de l'inflation salariale. Le mécanisme d'indexation des salaires représenté par le paramètre α_w permet d'intégrer une composante *backward looking* dans la dynamique de l'inflation salariale.

¹²Nous utilisons également dans cette équation la condition donnée par l'équilibre comptable du modèle qui est : $\hat{c}_t = \hat{y}_t$.

La log-linéarisation de la CPO associée au choix des prix des biens intermédiaires (équation (4.14)) permet d'obtenir l'équation de Phillips :

$$E_{t-1}\{\hat{\pi}_t\} - \alpha_p E_{t-1}\{\hat{\pi}_{t-1}\} = \kappa_p E_{t-1}\{\hat{R}_t^L + \hat{w}_t + \Psi \hat{y}_t\} + \beta E_t\{\hat{\pi}_{t+1} - \alpha_p \hat{\pi}_t\},$$

où $\Psi \equiv (1 - \psi)/\psi$ et où l'élasticité de l'inflation au coût marginal réel est donnée par :

$$\kappa_p \equiv \frac{1 - \tau_p}{\tau_p} \frac{(1 - \beta\tau_p)\eta_L\psi}{\eta_L\psi + \eta_p[\eta_L(1 - \psi) - 1]}.$$

De façon similaire à ce que nous avons obtenu pour la dynamique sur l'inflation salariale, le processus de fixation des prix à la Calvo (1983) permet d'obtenir une composante *forward looking* dans la dynamique de l'inflation et le mécanisme d'indexation des prix représenté par le paramètre α_p permet d'intégrer une composante *backward looking* dans la dynamique de l'inflation. Nous pouvons également remarquer que le coût marginal réel dépend du taux d'intérêt sur les crédits, ce qui illustre la transmission des effets de la politique monétaire par le canal du CMP. De plus, le paramètre κ_p mesurant l'élasticité de l'inflation au coût marginal réel dépend de la structure du marché du crédit à travers le paramètre η_L . Si le marché du crédit tend vers une structure concurrentielle, le paramètre η_L tend vers l'infini et l'élasticité de l'inflation au coût marginal réel κ_p tend vers :

$$\frac{1 - \tau_p}{\tau_p} \frac{1 - \beta\tau_p}{1 + \eta_p(1/\psi - 1)},$$

correspondant à la situation standard du modèle sans intermédiaires financiers.

La dynamique du taux d'intérêt sur les crédits est donnée par la log-linéarisation de la CPO associée au choix par les intermédiaires financiers du taux d'intérêt sur les crédits (équation (4.17)) :

$$\hat{R}_t^L - \hat{R}_{t-1}^L = \kappa_L \left[\hat{R}_t^M - \hat{R}_t^L \right] + \beta \left[E_t\{\hat{R}_{t+1}^L\} - \hat{R}_t^L \right],$$

où $\kappa_L \equiv (1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)/\tau_L$.

L'introduction de rigidités sur le marché du crédit conduit à ce que l'effet de *pass-through* d'un choc de politique monétaire sur le taux des crédits soit incomplet à court terme. Le paramètre τ_L mesure donc à quel point les intermédiaires financiers vont absorber une partie des effets d'un choc de politique monétaire.

La règle de politique monétaire permet de boucler le modèle. La log-linéarisation de la règle de politique monétaire retenue pour la zone euro (équation (4.18)) est donnée par :

$$\hat{R}_t^M = \rho_r \hat{R}_{t-1}^M + (1 - \rho_r)[r_\pi^1 \hat{\pi}_{t+1} + r_y^1 \hat{y}_{t-1}] + \varepsilon_t,$$

et celle retenue pour les Etats-Unis (équation (4.19)) est donnée par :

$$\hat{R}_t^M = \rho_r \hat{R}_{t-1}^M + (1 - \rho_r)[r_\pi^0 \hat{\pi}_t + r_y^0 \hat{y}_t] + \varepsilon_t.$$

4.4 Méthode d'estimation du modèle théorique

Nous n'estimons pas l'ensemble des paramètres du modèle, certains sont calibrés. Le recours au calibrage s'explique par le fait que certains paramètres ne sont pas identifiables ou résultent d'un choix consensuel dans la littérature.

4.4.1 Paramètres calibrés

Les paramètres calibrés sont regroupés dans le vecteur suivant :

$$\varrho_c = (\beta \quad \psi \quad \omega_h \quad \eta_h \quad \eta_p \quad \eta_L).$$

Les élasticités de substitution η_h , η_p , η_L ne sont pas identifiables lorsque les différentes rigidités nominales introduites dans le modèle théorique (τ_h , τ_p , τ_L) sont estimées¹³. Les trois autres paramètres β , ψ et ω_h sont généralement calibrés dans la littérature.

¹³En effet, les élasticités de substitution η_h , η_p et η_L n'apparaissent respectivement que dans les expressions de κ_h , κ_p et κ_L .

TAB. 4.1: Paramètres calibrés

| Paramètre | Notation | Calibrage | |
|--|---------------------------------|-----------|------------|
| | | Zone euro | Etats-Unis |
| Facteur d'actualisation | β | 0,99 | 0,99 |
| Fonction de production | ψ | 0,52 | 0,64 |
| Elasticité de la désutilité au travail | ω_h | 1 | 1 |
| Taux de marge salarial | $\frac{\eta_h}{\eta_h - 1} - 1$ | 0,20 | 0,20 |
| Taux de marge des entreprises | $\frac{\eta_p}{\eta_p - 1} - 1$ | 0,10 | 0,10 |
| Taux de marge des banques | $\frac{\eta_L}{\eta_L - 1} - 1$ | 0,40 | 0,40 |

Le tableau 4.1 regroupe les valeurs des paramètres calibrés. Le facteur d'actualisation β est calibré à 0,99 ce qui implique un taux d'intérêt annuel à l'état stationnaire de 4%. La part du travail dans la fonction de production ψ est calibrée à 0,52 pour la zone euro. Ce calibrage correspond à la valeur moyenne sur l'échantillon utilisé du ratio entre le montant des salaires distribués et le PIB. Pour les Etats-Unis, la part du travail dans la fonction de production ψ est calibrée à 0,64 comme dans Christiano et al. (2005) ou Rabanal (2003). L'élasticité de la désutilité au travail ω_h est calibrée à 1. Cet calibrage revient à supposer que la fonction $\mathbb{V}(\cdot)$, représentant la désutilité du travail dans la fonction d'utilité du ménage (équation (4.3)), est une fonction logarithmique. Le taux de marge salarial à l'état stationnaire est calibrée à 20% ce qui implique une élasticité de substitution entre les type de travail η_h égale à 6. Ce calibrage est notamment utilisé par Rabanal (2003) pour la zone euro et les Etats-Unis. Le taux de marge à l'état stationnaire des entreprises de biens intermédiaires est calibrée à 10% ce qui implique une élasticité de substitution entre les biens intermédiaires η_p égale à 11. Ce calibrage

est notamment utilisé par Leith et Malley (2005) pour la zone euro et les Etats-Unis. Le taux de marge à l'état stationnaire des intermédiaires financiers est calibré à 40% ce qui implique une élasticité de la demande de crédit au taux d'intérêt η_L égale à 3,5. La valeur de ce paramètre a été calculée en prenant la moyenne sur l'échantillon utilisé du ratio entre le taux d'intérêt sur les crédits et le taux d'intérêt du marché monétaire (Hülsewig et al., 2006a). Ce mode de calcul est en accord avec la valeur à l'état stationnaire prise par le paramètre η_L dans le modèle théorique. Pour la zone euro, comme pour les Etats-Unis, les calculs donnent une valeur de η_L égale à 3,5.

Le vecteur des paramètres qui seront estimés pour la zone euro est donc donné par :

$$\varrho_{ze} = (\gamma \quad \alpha_w \quad \alpha_p \quad \tau_h \quad \tau_p \quad \tau_L \quad \rho_r \quad r_y^1 \quad r_\pi^1 \quad \sigma_\varepsilon \quad \rho_\varepsilon),$$

et le vecteur des paramètres qui seront estimés pour les Etats-Unis est donné par :

$$\varrho_{us} = (\gamma \quad \alpha_w \quad \alpha_p \quad \tau_h \quad \tau_p \quad \tau_L \quad \rho_r \quad r_y^0 \quad r_\pi^0 \quad \sigma_\varepsilon \quad \rho_\varepsilon).$$

4.4.2 Estimation des paramètres

L'estimation des paramètres du modèle théorique est réalisée au moyen d'une approche de minimisation de distance en deux étapes. Cette approche, initialement proposée par Rotemberg et Woodford (1997), est notamment utilisée par Christiano et al. (2005) ou Hülsewig et al. (2006a). Dans une première étape, un modèle VAR est estimé afin de générer des fonctions de réponse empiriques à un choc de politique monétaire. Dans une seconde étape, les paramètres du modèle théorique sont estimés de façon à ce que les fonctions de réponse théoriques à un choc de politique monétaire répliquent le plus fidèlement possible les fonctions de réponse empiriques.

4.4.2.1 Modèle VAR empirique

Considérons la représentation canonique d'un modèle VAR(p) centrée donnée par :

$$Y_t = \sum_{k=1}^p A_k Y_{t-k} + e_t, \quad (4.20)$$

où Y_t est un vecteur de dimension $(n \times 1)$ prenant les valeurs des n variables retenues à la date t , A_k est la matrice $(n \times n)$ de paramètres et e_t est un bruit blanc suivant le processus $e_t \sim iid(0, \Sigma_e)$.

L'identification des effets d'un choc de politique monétaire nécessite d'écrire le modèle VAR sous forme structurelle. Une représentation VAR structurel peut être déduite de la représentation VAR canonique en supposant que les innovations canoniques e_t et les innovations structurelles notées u_t sont reliées par la relation suivante :

$$e_t = B u_t, \quad (4.21)$$

où B est une matrice de passage de dimension $(n \times n)$ et $u_t \sim iid(0, \Sigma_u)$.

La représentation VAR structurel est ainsi définie par

$$Y_t = \sum_{k=0}^p \Theta_k Y_{t-k} + u_t,$$

où $u_t = B^{-1}e_t$, $\Theta_0 = I_n - B^{-1}$ et $\Theta_k = B^{-1}A_k$ pour $1 \leq k \leq p$. La matrice de passage B contient n^2 paramètres inconnus devant être identifiés pour pouvoir passer de la représentation VAR canonique à la représentation VAR structurel.

Afin de pouvoir interpréter économiquement les chocs dans la représentation VAR structurel, et plus précisément afin d'isoler les effets d'un choc de politique monétaire, nous supposons que la matrice de variance-covariance des innovations de la représentation VAR structurel est une matrice diagonale, permettant ainsi d'avoir des chocs orthogonaux. Sans perte de généralité, nous supposons que la matrice de variance-covariance des innovations de la représentation VAR structurel (Σ_u) est donnée par

une matrice identité :

$$\Sigma_u = I_n. \quad (4.22)$$

En utilisant l'équation (4.21), la matrice de variance-covariance des innovations de la représentation VAR canonique (Σ_e) peut donc être écrite sous la forme :

$$\Sigma_e = B^{-1}\Sigma_u B^{-1'} = BB'.$$

La matrice Σ_e étant symétrique, l'équation (4.22) permet d'imposer $n(n+1)/2$ contraintes sur la matrice B . Les $n(n-1)/2$ contraintes restant à imposer pour identifier la matrice B sont obtenues avec une décomposition à la Cholesky. Cette décomposition fournit l'unique matrice triangulaire inférieure B telle que $BB' = \Sigma_e$.

L'analyse des fonctions de réponse nécessite d'écrire le processus VAR(p) sous forme moyenne mobile infinie (VMA(∞)). La représentation VAR canonique peut s'écrire sous une forme moyenne mobile infinie de la façon suivante :

$$Y_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_k e_{t-k}.$$

En utilisant la matrice de passage B , nous obtenons :

$$Y_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_k B B^{-1} e_{t-k},$$

ce que nous pouvons réécrire :

$$Y_t = \sum_{k=0}^{\infty} \Xi_k u_{t-k},$$

où $\Xi_k = C_k B$ et $u_{t-k} = B^{-1} e_{t-k}$, de façon à obtenir la forme VMA(∞) structurelle. La matrice Ξ_k représente la matrice des multiplicateurs dynamiques structurels permettant d'évaluer les effets des chocs structurels sur les différentes variables du modèle. Plus

précisément, nous pouvons noter :

$$\Xi_{ij,t-h} = \frac{\partial Y_{i,t}}{\partial u_{j,h}},$$

où $\Xi_{ij,t-h}$ représente l'effet du choc structurel j sur la variable i , h périodes après le choc.

En pratique, le calcul des fonctions de réponse nécessite de réécrire le modèle VAR(p) sous forme d'un modèle VAR(1). Suivant Hamilton (1994), nous pouvons réécrire la représentation VAR canonique donnée par l'équation (4.20) de la façon suivante :

$$\mathbb{Y}_t = F\mathbb{Y}_{t-1} + \mathcal{E}_t, \quad (4.23)$$

où $\mathcal{E}_t \sim iid(0, \Sigma_e)$ et

$$\underset{(np \times 1)}{\mathbb{Y}_t} \equiv \begin{pmatrix} Y_t \\ Y_{t-1} \\ \vdots \\ Y_{t-p+1} \end{pmatrix}, \quad \underset{(np \times np)}{F} \equiv \begin{pmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_{p-1} & A_p \\ I_n & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & I_n & \dots & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \vdots & \dots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & I_n & \mathbf{0} \end{pmatrix}, \quad \text{et} \quad \underset{(np \times 1)}{\mathcal{E}_t} \equiv \begin{pmatrix} e_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}.$$

D'après Lütkepohl (2005), nous notons J un vecteur de dimension $(n \times np)$ tel que $J = [I_n : \mathbf{0} : \dots : \mathbf{0}]$. Nous pouvons donc écrire la réponse à l'ordre k issue de la représentation VAR structurel :

$$\Xi_k = C_k B,$$

où

$$C_k = JF^k J',$$

avec $C_0 = I_n$.

4.4.2.2 Modèle VAR théorique

Le modèle théorique est résolu avec l'algorithme AIM proposé par Anderson et Moore (1985). Cet algorithme permet d'exprimer le modèle sous une forme VAR(1) identique à celle spécifiée dans l'équation (4.23), où le vecteur Y_t comprend l'ensemble des variables ainsi que le choc du modèle théorique. Par conséquent, nous pouvons en déduire les fonctions de réponse théoriques en utilisant une procédure identique à celle employée pour le calcul des fonctions de réponse empiriques. Notons néanmoins que dans le cadre théorique, la matrice F dépend uniquement de la valeur des paramètres structurels du modèle.

4.4.2.3 Minimisation de la distance

L'estimateur du vecteur de paramètres structurels ϱ_E (avec ϱ_E égal alternativement à ϱ_{ze} et à ϱ_{us}) minimise la distance entre les fonctions de réponse empiriques et théoriques pour un ensemble de variables sélectionnées. L'estimateur $\hat{\varrho}_E$ s'écrit donc :

$$\hat{\varrho}_E = \arg \min \left[\left(\hat{\Xi} - \Xi(\varrho_E) \right)' W_T \left(\hat{\Xi} - \Xi(\varrho_E) \right) \right],$$

où $\hat{\Xi}$ est une matrice regroupant les fonctions de réponse empiriques¹⁴ et $\Xi(\varrho_E)$ est une matrice regroupant les réponses théoriques qui sont fonction des paramètres structurels. La matrice W_T est une matrice de pondération diagonale prenant les valeurs des variances de $\hat{\Xi}$.

4.5 Résultats des estimations

Les résultats des estimations sont présentés en deux étapes. Dans un premier temps, nous présentons les fonctions de réponse empiriques à un choc de politique monétaire

¹⁴La dimension de cette matrice dépend du nombre de variables sélectionnées et de l'horizon retenu pour les fonctions de réponses.

pour la zone euro et pour les Etats-Unis. Dans un second temps, nous présentons les paramètres estimés du modèle théorique et les fonctions de réponse ainsi obtenues.

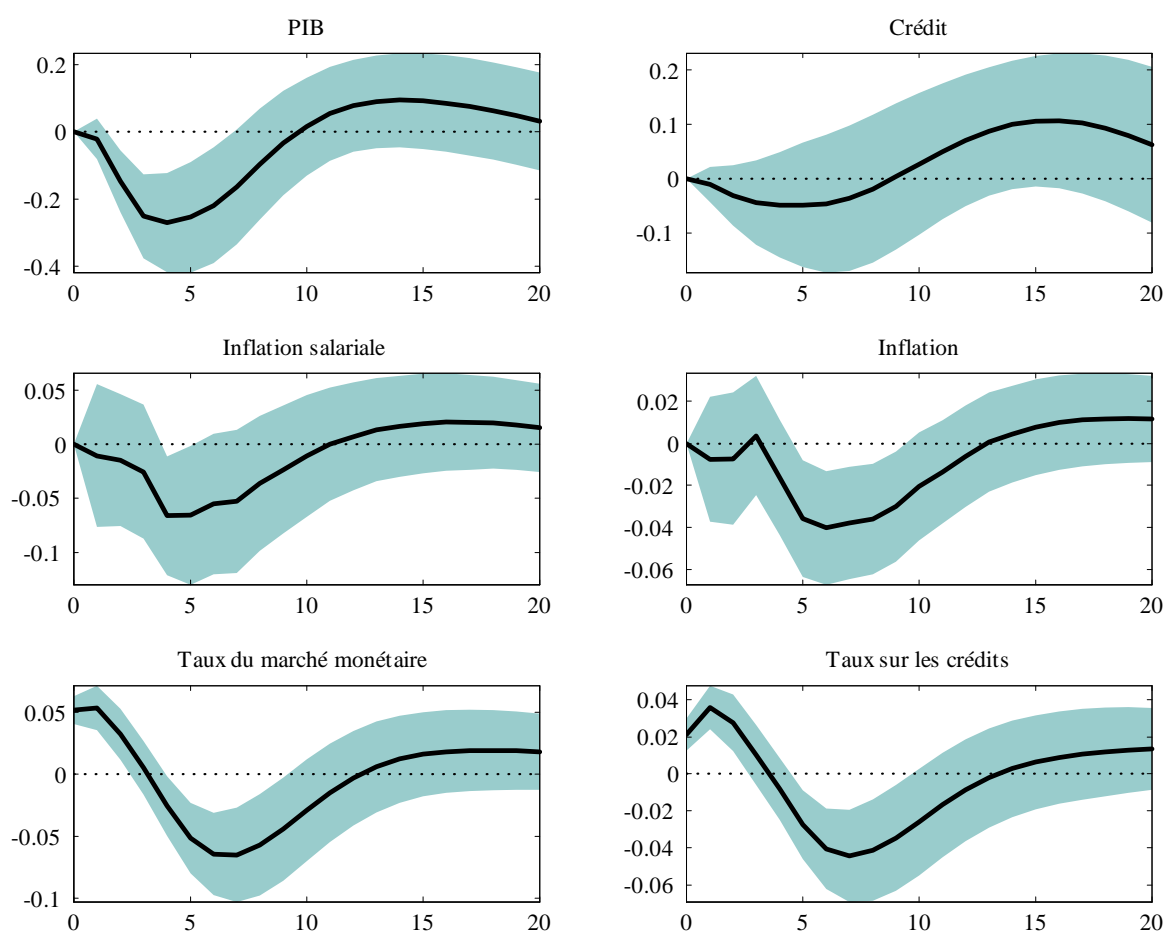
4.5.1 Fonctions de réponse empiriques

Pour la zone euro, le modèle VAR estimé comprend six variables prises dans l'ordre suivant : le PIB réel, le crédit réel, l'inflation salariale, l'inflation, le taux d'intérêt sur le marché monétaire et le taux d'intérêt sur les crédits. La source des données et leur représentation graphique sont présentées en annexe. Le modèle est estimé avec trois retards sur la période 1991Q1-2002Q4. La période d'estimation retenue est imposée par la disponibilité des données sur les taux d'intérêt sur les crédits. La base de données Euro Area-Wide Model (AWM) de Fagan et al. (2005) fournit un grand nombre de séries rétropolées depuis le début des années 1970 pour la zone euro mais elle ne contient pas de séries concernant les agrégats de crédit et les taux d'intérêt sur les crédits. La BCE propose en libre accès des séries rétropolées depuis 1983 sur les agrégats de crédit de la zone euro mais elle ne propose pas de séries rétropolées pour les taux d'intérêt sur les crédits. La série sur les taux d'intérêt sur les crédits utilisée dans nos estimations a été fournie par Hülsewig, Mayer et Wollmershäuser qui l'ont eux même obtenue auprès de la BCE. Cette série est rétropolée depuis 1991Q1 mais contient une rupture en 2003Q1 suite à une modification par la BCE des modalités de construction de cette variable.

Pour les Etats-Unis, le modèle VAR estimé comprend sept variables prises dans l'ordre suivant : le PIB réel, le crédit réel, l'inflation salariale, l'inflation, le taux d'intérêt sur le marché monétaire, le taux d'intérêt sur les crédits et le prix des matières premières¹⁵. La source des données et leur représentation graphique sont présentées en annexe. Le modèle est estimé avec quatre retards sur la période 1965Q1-2004Q4. Christiano et al. (2005) débutent également leur échantillon en 1965 pour estimer les effets d'un choc de politique monétaire aux Etats-Unis.

¹⁵Le prix des matières premières n'a pas été introduit dans le modèle VAR zone euro dans la mesure où nous disposons d'un échantillon plus court que celui disponible pour les Etats-Unis.

FIG. 4-1: Fonctions de réponse empiriques (x100) à un choc de politique monétaire pour la zone euro



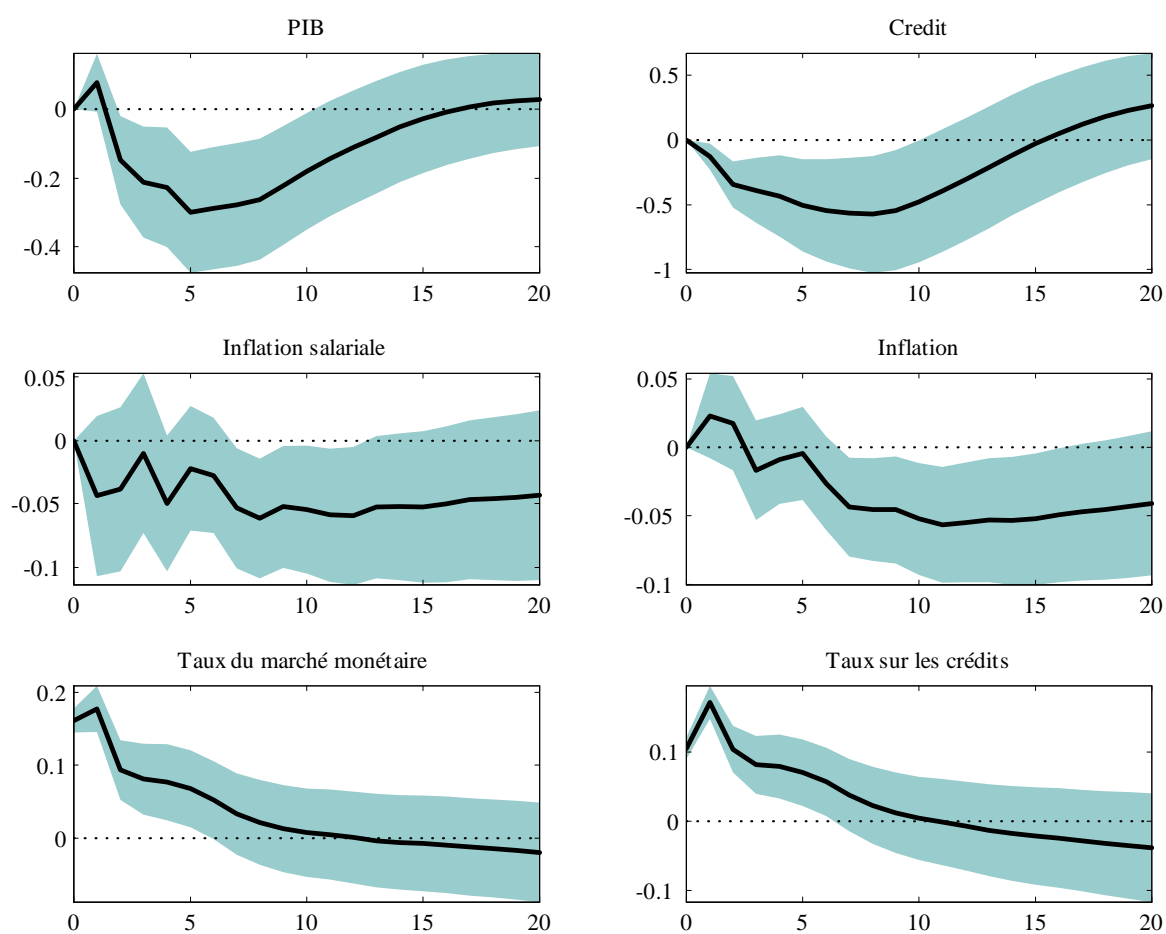
Les graphiques 4-1 et 4-2 représentent respectivement les fonctions de réponse sur 20 trimestres à un choc de politique monétaire pour la zone euro et les Etats-Unis. La surface grisée autour des fonctions de réponse représente l'intervalle de confiance à 90%. Compte tenu de la décomposition à la Cholesky utilisée, l'ordre des variables dans le vecteur des variables endogènes conduit à ce que le PIB réel, le crédit réel, l'inflation salariale et l'inflation répondent avec un trimestre de décalage au choc de politique monétaire alors que le taux d'intérêt sur les crédits répond de façon contemporaine au choc de politique monétaire¹⁶. Les tableaux 4.4 et 4.7 représentent, respectivement pour la zone euro et les Etats-Unis, les matrices de corrélations croisées des résidus des modèles VAR estimés. Nous pouvons remarquer que l'ordre des variables utilisé dans la décomposition de Cholesky n'est pas sans conséquences pour les fonctions de réponse obtenues. Le résidu de l'équation du taux d'intérêt du marché monétaire affiche des corrélations élevées avec certains autres résidus du modèle VAR, notamment avec le résidu de l'équation du taux sur les crédits. Cependant, l'ordre des variables que nous retenons apparaît le plus crédible. Il semble difficile de considérer que le PIB réel, le crédit réel, l'inflation salariale et l'inflation puissent répondre de façon contemporaine à un choc de politique monétaire. D'autre part, il semble également légitime de supposer que les banques n'ont pas besoin des plus d'un trimestre suite à un choc de politique monétaire pour commencer à ajuster les taux qu'elles pratiquent sur leurs crédits.

Les effets observés sur les graphiques 4-1 et 4-2 sont cohérents avec la littérature¹⁷. Globalement, nous observons qu'un choc de politique monétaire a des effets similaires dans la zone euro et aux Etats-Unis. Le PIB se contracte et atteint son niveau le plus faible dans les quatrième et cinquième trimestres après le choc de politique monétaire, avant de retourner vers son niveau de long terme. La contraction du crédit n'est pas aussi prononcée que celle du PIB pour la zone euro et apparaît même non signifi-

¹⁶Remarquons que les choix d'optimisation des agents dans le modèle théorique sont en accord avec les restrictions d'indentification du choc de politique monétaire dans le modèle VAR. En effet, nous avons supposé dans le modèle théorique que tous les choix à l'exception des décisions relatives aux dépôts, aux encaisses réelles et aux taux d'intérêt sur les crédits sont prédéterminés.

¹⁷Voir par exemple Peersman et Smets (2003), Smets et Wouters (2003) pour la zone euro ou Christiano et al. (2005) pour les Etats-Unis.

FIG. 4-2: Fonctions de réponse empiriques (x100) à un choc de politique monétaire pour les Etats-Unis



tive. Pour les Etats-Unis, la contraction du crédit apparaît plus prononcée que celle du PIB et également plus persistante. Cette divergence pourrait simplement provenir de la différence dans la définition des séries d'agrégat de crédit utilisées pour chaque zone. L'inflation salariale et l'inflation répondent également négativement à un choc de politique monétaire. Les réactions de ces variables sont plus lentes à se manifester que celles du PIB et apparaissent également plus persistantes, surtout pour les Etats-Unis. Le ralentissement de l'inflation est le plus important autour des septième et huitième trimestres après le choc de politique monétaire pour la zone euro et autour du dixième trimestre après le choc pour les Etats-Unis. La réaction de l'inflation est également plus prononcée pour les Etats-Unis que pour la zone euro. Un *price puzzle* de faible ampleur mais non significatif persiste pour les Etats-Unis malgré l'introduction du prix des matières premières dans le modèle VAR. Le prix des matières premières n'a pas été introduit dans le modèle VAR estimé pour la zone euro dans la mesure où nous n'avons pas eu de *price puzzle* à prendre en compte. Cela nous permet également de réduire l'envergure du modèle VAR estimé compte tenu de la taille limitée de l'échantillon disponible pour la zone euro. Le choc de politique monétaire se traduit par une augmentation immédiate du taux d'intérêt du marché monétaire et ce dernier retourne par la suite graduellement vers son niveau de long terme. La réaction du taux d'intérêt sur les crédits est similaire à celle du taux d'intérêt du marché monétaire mais moins prononcée, ce qui indique un effet de *pass-through* du choc de politique monétaire sur le taux d'intérêt sur les crédits incomplet à court terme.

Plusieurs spécifications ont été envisagées et des tests sur les résidus des modèles estimés ont été effectués afin d'évaluer la qualité des ajustements associés aux fonctions de réponse présentées. Pour la zone euro, compte tenu de la taille limitée de l'échantillon disponible, il peut être intéressant de s'intéresser à la sensibilité des résultats à une réduction du nombre de retards. Pour les Etats-Unis, nous avons pris en compte le prix des matières premières parmi les variables endogènes afin de réduire le *price puzzle*¹⁸.

¹⁸L'existence d'un *price puzzle* ne repose pas nécessairement sur une explication unique. Le canal du CMP peut potentiellement générer un *price puzzle* mais ce dernier peut résulter en partie d'une

Une alternative aurait été de considérer le prix des matières premières en tant que variable exogène. Il convient donc d'évaluer la sensibilité de nos résultats à ce choix.

Le modèle VAR estimé pour la zone euro contient trois retards et cette spécification est apparue la plus adaptée. Le tableau 4.5 en annexe résume les résultats de différents tests appliqués sur les résidus du modèle VAR. Les autocorrélations des résidus et le test de Breusch-Godfrey nous indiquent que les résidus ne sont pas autocorrélés. Le test de White montre également que les résidus ne sont pas hétéroscédastiques. D'autre part, la faiblesse de la kurtosis conduit le test de Jarque-Bera à rejeter au seuil de 1% l'hypothèse jointe de normalité des résidus du VAR. Nous estimons également le modèle avec deux retards afin de comparer les propriétés des résidus. Le tableau 4.6 en annexe regroupe les résultats des différents tests appliqués sur les résidus. Les tests d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité permettent d'aboutir aux mêmes conclusions que précédemment mais les kurtosis des résidus apparaissent légèrement plus élevées. Par ailleurs, les fonctions de réponse à un choc de politique monétaire générées par le modèle VAR avec deux ou trois retards sont très proches à l'exception de la réponse de l'inflation. Le graphique 4-14 en annexe représente les fonctions de réponse de l'inflation à un choc de politique monétaire obtenues pour les deux spécifications. Ce graphique montre que le modèle estimé avec deux retards génère une réaction moins prononcée de l'inflation et un léger *price puzzle* au troisième trimestre suivant le choc. Nous avons donc privilégié la spécification avec trois retards qui nous semble donner des résultats plus appropriés pour appréhender les effets d'un choc de politique monétaire.

Pour les Etats-Unis, la prise en compte du prix des matières premières permet de réduire le *price puzzle*. Les deux possibilités consistant à considérer le prix des matières premières soit comme variable endogène soit comme variable exogène aboutissent à des résultats très proches. Sur le graphique 4-15 en annexe, nous représentons les fonctions de réponse de l'inflation à un choc de politique monétaire obtenues pour les différentes options envisageables. La réduction du *price puzzle* obtenue en considérant

mauvaise spécification du modèle VAR. Nous décidons donc de prendre en compte le prix des matières premières, cette variable pouvant jouer un rôle important dans la dynamique de l'inflation.

le prix des matières premières dans le VAR est équivalente, que l'on traite cette variable comme endogène ou exogène. Par ailleurs, les tableaux 4.8 et 4.9 en annexe regroupent les résultats des différents tests appliqués sur les résidus du modèle VAR quand le prix des matières premières est considéré comme variable endogène ou exogène. Les deux spécifications affichent un problème d'hétéroscédasticité provenant des résidus des équations du taux d'intérêt du marché monétaire et du taux d'intérêt sur les crédits. Les hypothèses d'absence d'autocorrélation et de normalité des résidus sont supportées par les différents tests réalisés. Cependant, nous pouvons observer que les tests joints soutiennent ces hypothèses au seuil de 1% quand le prix des matières premières est considéré comme variable exogène et au seuil de 5% quand cette variable est incluse parmi les endogènes. Nous avons donc privilégié la spécification dans laquelle le prix des matières premières est considéré comme variable endogène.

4.5.2 Fonctions de réponse théoriques et paramètres estimés

Les graphiques 4-3 et 4-4 représentent les fonctions de réponse empiriques et théoriques à un choc de politique monétaire, respectivement pour la zone euro et les Etats-Unis. Les fonctions de réponse théoriques sont représentées par les courbes marquées avec des croix alors que les fonctions de réponse empiriques sont représentées par les courbes sans marquage. Les surfaces grisées représentent les intervalles de confiance à 90% des fonctions de réponse empiriques.

Les paramètres du modèle théorique sont estimés pour reproduire les dynamiques de la production, de l'inflation salariale, de l'inflation, du taux d'intérêt sur le marché monétaire et du taux d'intérêt sur les crédits. Par ailleurs, la fonction de réponse du crédit à un choc de politique monétaire n'est pas prise en compte pour estimer les paramètres du modèle théorique. Un agrégat de crédit a été intégré au modèle VAR afin d'améliorer la qualité des fonctions de réponse empiriques à un choc de politique monétaire. En effet, la prise en compte d'une variable sur le volume de crédits accordés permet d'enrichir les dynamiques prises en compte dans le modèle VAR et

permet ainsi une meilleure identification des effets d'un choc de politique monétaire sur l'ensemble des variables considérées. Cependant, dans le cadre du modèle théorique, aucun paramètre structurel n'est associé spécifiquement au volume de crédits accordés. Les crédits accordés dans le modèle théorique s'ajustent en fonction des salaires à payer par les entreprises de biens intermédiaires et dépendent ainsi de la quantité de travail utilisée¹⁹.

Globalement, les graphiques 4-3 et 4-4 montrent que le modèle théorique est capable de répliquer convenablement les fonctions de réponse empiriques à un choc de politique monétaire. L'estimation des paramètres est présentée dans le tableau 4.2.

4.5.2.1 Rigidités réelles

La contraction rapide du PIB suivant le choc de politique monétaire est bien reproduite pour les Etats-Unis. La persistance de la réponse du PIB dépend dans le modèle théorique des habitudes de consommation et des différentes rigidités nominales. Le paramètre γ , représentant l'importance de ces habitudes de consommation, est estimé à 0,4957 et s'avère significatif au seuil de 1%, ce qui implique un paramètre b égal à 0,3987 ($\gamma = b/(1 + \beta b^2)$). Le paramètre b représente précisément le degré d'habitudes de consommation dans la fonction d'utilité des ménages (équation (4.3)). Les estimations de la valeur de ce paramètre aboutissent généralement à des valeurs plus élevées, proche de 0,75. Rabanal (2003) obtient par exemple une valeur proche de 0,85 pour les Etats-Unis. Cependant, nous pouvons noter également que Ireland (2006) obtient dans ses estimations un paramètre d'habitudes de consommation b proche de 0,25 pour les Etats-Unis. La contraction rapide du PIB suivant le choc de politique monétaire est moins bien reproduite pour la zone euro. La fonction de réponse théorique est légè-

¹⁹La différence entre ce que représente effectivement les crédits comptabilisés dans les séries disponibles et le rôle du crédit joué dans le modèle pourrait également être problématique. En effet, les séries disponibles pour la zone euro couvrent les crédits offerts par les IFM au secteur privé résident (hors IFM) alors que le modèle théorique a une vision plus restreinte des crédits accordés. Pour les Etats-Unis, les séries disponibles sont plus détaillées et permettent d'identifier en particulier les *Commercial and Industrial loans* (C&I). La réaction de ce type de crédit à un choc de politique monétaire peut s'avérer toutefois complexe (Den Haan et al., 2006).

FIG. 4-3: Fonctions de réponses empiriques et théoriques à un choc de politique monétaire pour la zone euro

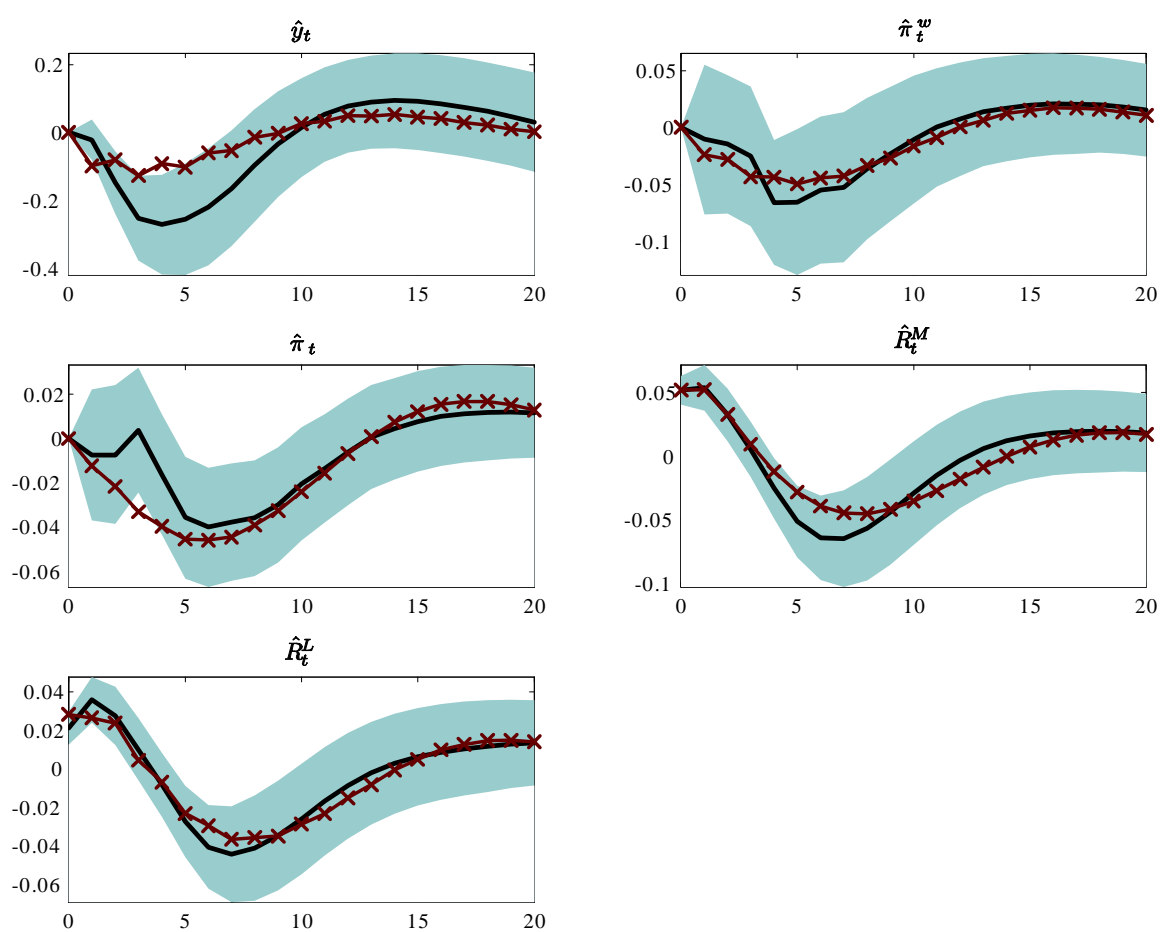
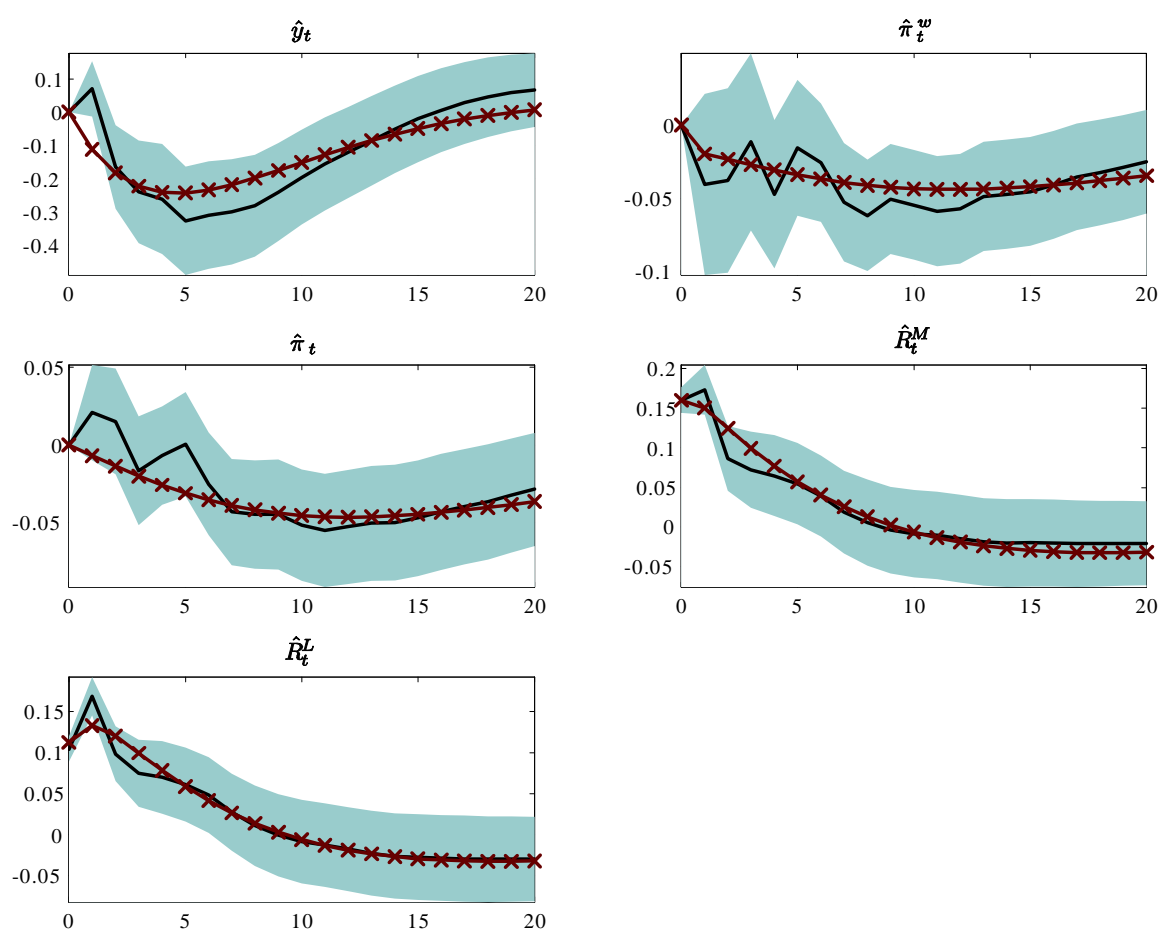


FIG. 4-4: Fonctions de réponses empiriques et théoriques à un choc de politique monétaire pour les Etats-Unis



rement au dessus de l'intervalle de confiance de la fonction de réponse empirique sur le cinquième trimestre suivant le choc. L'estimation du modèle ne parvient donc pas suffisamment à reproduire la contraction du PIB pour la zone euro. Le paramètre γ associé aux habitudes de consommation apparaît également plus faible que pour les Etats-Unis. Ce paramètre est estimé à 0,2351 et apparaît significatif au seuil de 10% pour la zone euro, ce qui implique un paramètre d'habitudes de consommation b égal à 0,2229. Rabanal (2003) et Hülsewig et al. (2006a) obtiennent des valeurs plus élevées proche de 0,85 pour la zone euro.

4.5.2.2 Rigidités sur les prix et les salaires

Les paramètres d'indexation des salaires (α_w) et des prix (α_p) représentent une source de rigidité nominale dans le modèle théorique. Les valeurs de ces paramètres apparaissent élevées dans les estimations. Les dynamiques des salaires et des prix ne sont donc pas uniquement *forward looking* mais accordent une place importante aux comportements *backward looking*. L'indexation des salaires pour la zone euro et pour les Etats-Unis est complète. Le paramètre α_w bute sur sa contrainte supérieure et nous le fixons donc à 1. Cette valeur d'estimation correspond à ce qui est proposé par Giannoni et Woodford (2004) et Christiano et al. (2005). L'indexation des prix α_p ne bute pas sur sa contrainte supérieure mais les valeurs estimées pour ce paramètre sont élevées, respectivement à 0,8749 pour la zone euro et 0,9789 pour les Etats-Unis, et significatives au seuil de 1%. Les valeurs obtenues pour ces paramètres sont en accord avec les résultats généralement obtenus dans la littérature (Christiano et al, 2005 ; Smets et Wouters, 2005) et contribuent à répliquer les persistances des dynamiques de l'inflation salariale et de l'inflation observées dans les fonctions de réponse empiriques.

L'inertie des dynamiques de l'inflation salariale et de l'inflation répliquées par le modèle théorique est également liée aux paramètres de Calvo τ_h et τ_p représentant respectivement la proportion des ménages ne pouvant pas réoptimiser leurs salaires et la proportion des entreprises de biens intermédiaires ne pouvant pas réoptimiser leurs prix. Ces paramètres sont significatifs au seuil de 1% pour la zone euro et les Etats-

TAB. 4.2: Paramètres estimés

| | Notation | Estimation | |
|---|----------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | | Zone euro | Etats-Unis |
| Habitudes de consommation | γ | 0,2351 ^c (0,1248) | 0,4957 ^a (0,0024) |
| Indexation des salaires | α_w | 1 (.) | 1 (.) |
| Indexation des prix | α_p | 0,8749 ^a (0,1862) | 0,9789 ^a (0,0763) |
| Calvo sur les salaires | τ_h | 0,6594 ^a (0,1285) | 0,8609 ^a (0,0658) |
| Calvo sur les prix | τ_p | 0,7350 ^a (0,0584) | 0,9182 ^a (0,0285) |
| Calvo sur les taux des crédits | τ_L | 0,3412 ^a (0,0675) | 0,2777 ^a (0,0622) |
| Règle de Taylor : lissage (\hat{R}_{t-1}^M) | ρ_r | 0,6758 ^a (0,0700) | 0,0981 (0,1125) |
| Règle de Taylor : \hat{y}_t | r_y^0 | — | 0 (.) |
| Règle de Taylor : $\Delta\hat{y}_{t-1}$ | r_y^1 | 2,0424 ^a (0,8542) | — |
| Règle de Taylor : $\hat{\pi}_t$ | r_π^0 | — | 1,2461 ^b (0,5591) |
| Règle de Taylor : $\hat{\pi}_{t+1}$ | r_π^1 | 1,4456 ^a (0,2659) | — |
| Choc de politique monétaire | σ_ε | 0,0574 ^a (0,0061) | 0,1616 ^a (0,0099) |
| Autocorrélation du choc | ρ_ε | 0,4724 ^a (0,1303) | 0,8906 ^a (0,0616) |

Note : a, b et c indiquent la significativité du coefficient estimé respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les écarts-type sont entre parenthèses.

Unis. Pour la zone euro, la valeur du paramètre de Calvo sur les salaires est estimée à 0,6594, ce qui implique que les salaires sont réoptimisés en moyenne tous les trois trimestres. La valeur du paramètre de Calvo sur les prix est estimée à 0,7350, ce qui implique que les prix sont réoptimisés en moyenne tous les 4 trimestres. Ces degrés de rigidité obtenus sur ces paramètres de Calvo sont en accord avec les valeurs généralement obtenues dans la littérature. Les paramètres de Calvo permettent notamment de répliquer les délais des réponses de l'inflation salariale et de l'inflation au choc de politique monétaire. Les fonctions de réponse empiriques pour la zone euro montrent en effet que le ralentissement de l'inflation est le plus prononcé autour des septième et huitième trimestres après le choc de politique monétaire.

Les paramètres de Calvo sur les salaires et sur les prix pour les Etats-Unis prennent des valeurs plus élevées que ce qui pourrait être attendu. La valeur du paramètre de Calvo sur les salaires est estimée à 0,8609, ce qui implique que les salaires sont réoptimisés en moyenne tous les sept trimestres. La valeur du paramètre de Calvo sur les prix est estimée à 0,9182, ce qui implique que les prix sont réoptimisés en moyenne tous les 12 trimestres. Ces résultats sont doublement surprenants dans la mesure où nous nous attendrions d'une part à ce que les rigidités sur les prix et sur les salaires soient plus prononcées dans la zone euro qu'aux Etats-Unis et d'autre part, à ce que les rigidités sur les prix soient plus faibles que les rigidités sur les salaires. Cependant, les résultats que nous obtenons sont relativement proches de Smets et Wouters (2005) qui obtiennent des paramètres de Calvo sur les salaires et sur les prix respectivement à 0,80 et à 0,87.

Afin de répondre à ce problème sur les valeurs trop élevées des paramètres de Calvo, certains auteurs ont été amenés à développer des modèles de plus grande taille que celui développé dans ce chapitre. Plus précisément, des hypothèses rendant compte de la complémentarité stratégique pouvant exister dans les décisions de prix des firmes ont été intégrées. Cette complémentarité stratégique traduit le fait que les décisions de prix des entreprises sont interdépendantes (Woodford, 2003). Par exemple, Eichenbaum et Fisher (2004) s'intéressent à la complémentarité stratégique en étudiant le compor-

tement de l'élasticité de l'inflation au coût marginal réel (κ_p dans notre modèle) si la fonction de production du bien final est une fonction à la Kimball (1993) (plutôt qu'une fonction à la Dixit et Stiglitz (1977) comme dans notre modèle), et si les facteurs de production sont spécifiques aux entreprises. Woodford (2003) montrent également que l'introduction de biens matériels comme intrant dans la fonction de production des entreprises de biens intermédiaires permet de renforcer la complémentarité stratégique entre les décisions de prix des entreprises. Ces différentes hypothèses se traduisent par l'introduction d'un terme supplémentaire dans le paramètre κ_p permettant de réduire sensiblement la valeur estimée du paramètre de Calvo τ_p . Notre modèle est exempt de telles améliorations. Une forte valeur du paramètre de Calvo τ_p est donc nécessaire pour reproduire la valeur de l'élasticité de l'inflation au coût marginal réel κ_p .

D'autre part, les rigidités plus fortes aux Etats-Unis que dans la zone euro obtenues dans nos estimations du modèle théorique sont associées aux fonctions de réponse empiriques issues des modèles VAR estimés. En effet, nous observons sur les graphiques 4-1 et 4-2 que les réponses de l'inflation salariale et de l'inflation au choc de politique monétaire sont plus lentes à se manifester et plus persistantes aux Etats-Unis que dans la zone euro. De même, les rigidités plus fortes sur les prix que sur les salaires obtenues dans les estimations du modèle théorique reflètent ce que nous observons dans les fonctions de réponse empiriques. Le modèle théorique a donc besoin de rigidités importantes aux Etats Unis pour pouvoir répliquer les dynamiques observées empiriquement.

4.5.2.3 Rigidités sur les taux des crédits

Le paramètre de Calvo sur les taux d'intérêt des crédits τ_L , représentant la proportion d'intermédiaires financiers ne pouvant pas réoptimiser leurs taux d'intérêt sur les crédits, est estimé à 0,3412 pour la zone euro et à 0,2777 pour les Etats-Unis. Ce paramètre est significatif au seuil de 1% pour les deux estimations. La répercussion du choc de politique monétaire sur le taux d'intérêt des crédits est donc incomplète à court terme. Nous en déduisons que les taux sur les crédits sont réoptimisés en moyenne tous les 1,5 trimestres pour la zone euro et tous les 1,4 trimestres pour les Etats-Unis. Pour

la zone euro, comme pour les Etats-Unis, le taux d'intérêt sur les crédits semble ainsi s'ajuster rapidement après un choc de politique monétaire. La capacité des banques à compenser les effets d'un choc de politique monétaire en garantissant des conditions de financement stables se révèle donc limitée. Cependant, le calcul de la fréquence de réoptimisation des taux sur les crédits n'est pas suffisant pour rendre compte du comportement de lissage des intermédiaires financiers et de l'effet de *pass-through*. Ce point est développé dans la section suivante.

4.5.2.4 Règles de politique monétaire

La règle de politique monétaire de la zone euro répond à l'inflation anticipée et au taux de croissance retardé. Cette spécification permet la meilleure représentation des données par le modèle. Le paramètre représentant la réaction de la banque centrale à l'inflation r_{π}^1 est estimé à 1,4456 et est significatif au seuil de 1%. Ce paramètre est supérieur à 1 et respecte donc le principe de Taylor sur l'absence d'indétermination de l'équilibre du modèle. Le taux d'intérêt nominal doit en effet répondre suffisamment à une augmentation de l'inflation de façon à pouvoir provoquer une augmentation du taux d'intérêt réel²⁰. Le lissage du taux d'intérêt pratiqué par la banque centrale dans la zone euro (ρ_r) est estimé à 0,6758 et apparaît significatif au seuil de 1%, ce qui est en accord avec la littérature. L'inertie de la dynamique du taux d'intérêt du marché monétaire est donc sensiblement endogène au comportement de la banque centrale. Le choc de politique monétaire apparaît également autocorrélé, le paramètre ρ_{ε} est estimé à 0,4724 et s'avère significatif au seuil de 1%. Une inertie exogène au comportement de la banque centrale contribue donc également à expliquer le retour graduel du taux d'intérêt du marché monétaire vers son équilibre stationnaire.

La règle de politique monétaire retenue pour les Etats-Unis pour parvenir à la meilleure représentation des données par le modèle est sensiblement différente de celle

²⁰Si le taux d'intérêt nominal n'augmente pas suffisamment, la réaction de la banque centrale suite à une augmentation de l'inflation ne conduit pas à une augmentation du taux d'intérêt réel. La demande agrégée continue ainsi à être stimulée et renforce les pressions inflationnistes.

retenue pour la zone euro. La banque centrale réagit à l'inflation contemporaine. Le paramètre r_{π}^0 est estimée à 1,2461 et apparaît significatif au seuil de 5%. De plus, l'estimation du paramètre associé à la production contemporaine (r_y^0) bute sur sa contrainte inférieure et est donc fixé à 0. Un résultat similaire est obtenu si nous considérons la production retardée, la production anticipée ou des taux de croissance de la production. D'autre part, le lissage du taux d'intérêt pratiqué par la banque centrale (ρ_r) est estimé à 0,0981 et apparaît non significatif au seuil de 10%. L'inertie du taux d'intérêt du marché monétaire n'apparaît donc pas endogène au comportement de la banque centrale. La persistance dans la dynamique du taux d'intérêt du marché monétaire observée dans les données est répliquée par l'autocorrélation importante du choc de politique monétaire (ρ_{ε}) estimée à 0.8906 et significative au seuil de 1%.

4.5.3 Sensibilité des résultats au choix de la règle de politique monétaire

Les règles de politique monétaire estimées conduisent à considérer que la BCE réagit à l'inflation anticipée et au taux de croissance de la production alors que la Fed réagit à l'inflation contemporaine et ne réagit pas aux évolutions de la production. La spécification retenue pour les Etats-Unis diverge donc des règles généralement estimées pour décrire le comportement de la Fed²¹. Il aurait été légitime de s'attendre a priori à ce que la Fed réagisse également aux évolutions de la production et à l'inflation anticipée.

Les règles retenues se basent uniquement sur des considérations empiriques associées à l'estimation du modèle et ne sont donc pas comparables aux règles pouvant être retenues dans un autre cadre d'analyse. Cependant, il peut être intéressant de voir pour les Etats-Unis comment les fonctions de réponse du modèle sont affectées lorsque des restrictions sont posées sur la règle de politique monétaire. Sur le graphique 4-5, nous envisageons alternativement trois types de restrictions : (i) nous supposons que la

²¹ Nous faisons référence ici aux spécifications utilisées par des approches descriptives estimant en équilibre partiel des règles de Taylor.

Fed réagit à l'inflation anticipée; (ii) nous supposons que la Fed réagit aux évolutions de la production; (iii) nous supposons que le comportement de lissage de la Fed est très prononcé.

Pour que la Fed réagisse à l'inflation anticipée et non plus à l'inflation contemporaine, la règle de politique monétaire que nous retenons pour calculer les fonctions de réponse est donnée par :

$$\hat{R}_t^M = 0,0981\hat{R}_{t-1}^M + (1 - 0,0981)[1,2461E_t\{\hat{\pi}_{t+1}\}] + \varepsilon_t.$$

Nous appliquons le même coefficient sur l'inflation anticipée que celui estimé pour l'inflation contemporaine. Nous observons sur le graphique 4-5 que cette modification de la règle de politique monétaire a des répercussions mineures sur les fonctions de réponse. Cette distinction entre inflation anticipée et inflation contemporaine n'apparaît donc pas primordiale pour déterminer la capacité du modèle théorique à répliquer les fonctions de réponse empiriques à un choc de taux d'intérêt²².

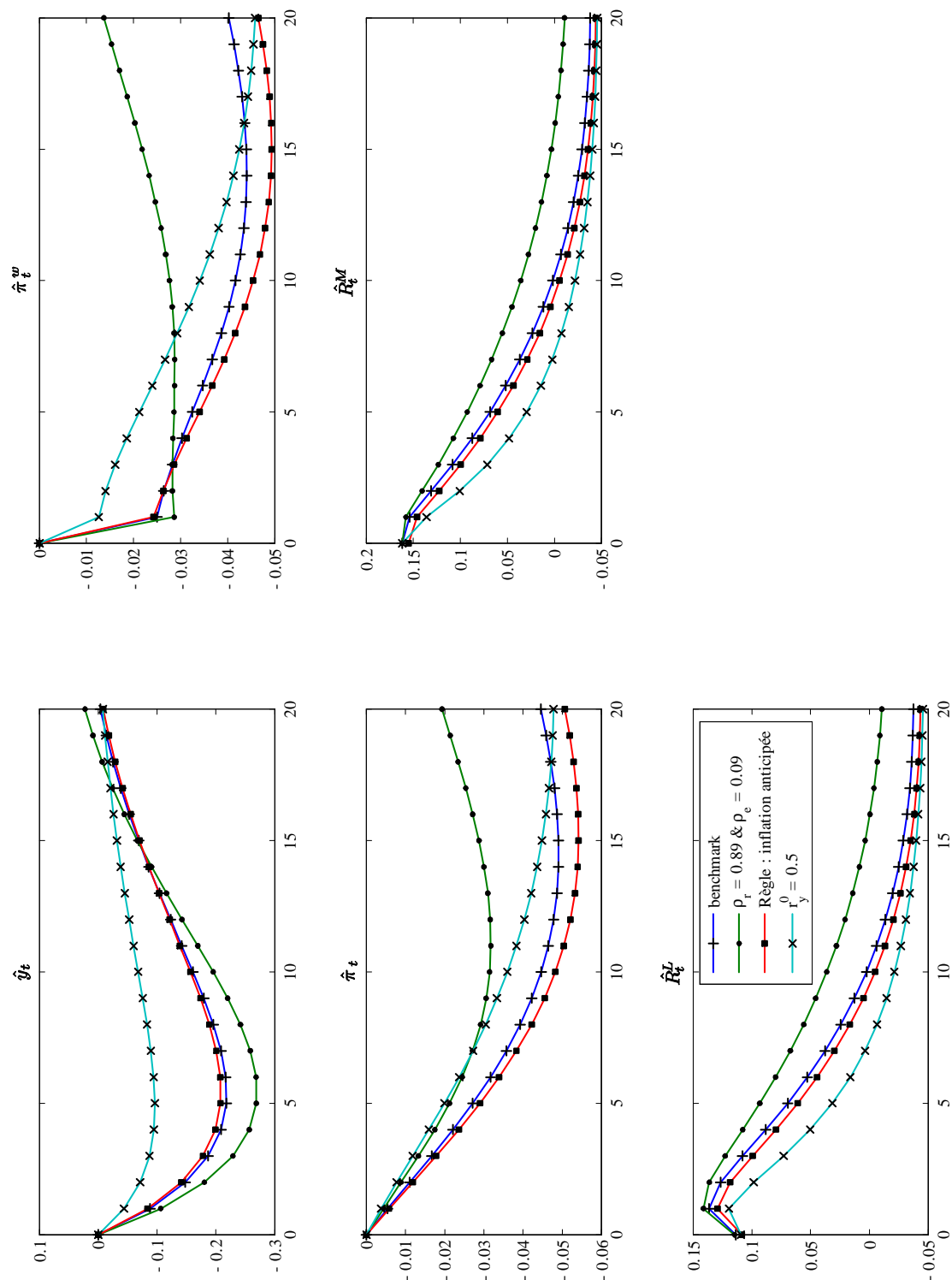
Pour que la Fed réagisse aux évolutions de la production, nous imposons dans le modèle la règle de politique monétaire suivante :

$$\hat{R}_t^M = 0,0981\hat{R}_{t-1}^M + (1 - 0,0981)[1,2461\hat{\pi}_t + 0,500\hat{y}_t] + \varepsilon_t.$$

Nous imposons un coefficient associé à la production de 0,5. Cette valeur peut apparaître légèrement élevée par rapport par exemple aux estimations réalisées par Clarida et al. (1999) et reprises par Christiano (2005), qui avancent un coefficient de 0,1. Cependant, l'imposition d'un coefficient élevé provoque des répercussions notables sur les fonctions de réponse et rend donc plus apparent les mécanismes qui ont conduit nos estimations à suggérer que la Fed ne réagit pas à la production. Sur le graphique 4-5, nous observons que la réponse du taux du marché monétaire est moins persistante, la banque centrale étant amenée à diminuer son taux d'intérêt face à la contraction de

²²Nous utilisons de façon équivalente choc de politique monétaire et choc de taux d'intérêt.

FIG. 4-5: Modification de la règle de politique monétaire pour les Etats-Unis



la production. Cette plus faible inertie se transmet à la fonction de réaction du taux sur les crédits. Par ailleurs, nous observons que le comportement adopté par la banque centrale s'avère efficace pour limiter les effets du choc de taux d'intérêt sur la production. Avec une demande davantage stabilisée, les fonctions de réaction de l'inflation et l'inflation salariale se trouvent également moins prononcées. Ainsi, pour reproduire tant la nette contraction de la production suite à un choc de taux d'intérêt observée dans les fonctions de réponse empiriques que les réactions prononcées de l'inflation, de l'inflation salariale et l'inertie des réponses des taux d'intérêt, la Fed ne réagit pas aux évolutions de la production dans nos estimations.

Pour que le comportement de lissage de la Fed soit plus prononcé, nous imposons la règle de politique monétaire suivante :

$$\hat{R}_t^M = 0,8906\hat{R}_{t-1}^M + (1 - 0,8906)[1,2461\hat{\pi}_t] + \varepsilon_t,$$

avec :

$$\varepsilon_t = 0,0981\varepsilon_{t-1} + u_t.$$

Nous intervertissons donc les coefficients ρ_r et ρ_e par rapport à nos estimations de façon à supposer que l'inertie du taux du marché monétaire soit endogène au comportement de la banque centrale et que la persistance du choc de taux d'intérêt soit faible. Cette modification a une répercussion directe sur la prise en compte de l'inflation dans la règle de politique monétaire dans la mesure où le paramètre $(1 - \rho_r)$ qui pondère la réaction de la banque centrale à l'inflation devient faible. Nous pouvons ainsi observer sur le graphique 4-5 que l'inertie de la fonction de réponse du taux du marché monétaire, ainsi que celle du taux sur les crédits, sont plus prononcées. La contraction de la production suite au choc de taux d'intérêt devient donc plus importante. Les fonctions de réponse de l'inflation et de l'inflation salariales apparaissent quant à elles moins persistantes malgré la plus forte contraction de la demande. Le canal du CMP, devenant plus important avec la plus forte inertie du taux sur les crédits, peut expliquer cette divergence entre les évolutions de la production et de l'inflation. Ainsi, le poids accordé

aux deux sources d'inertie du taux du marché monétaire ρ_r et ρ_e a des implications non triviales. Le choix de ces coefficients influence à la fois l'inertie des taux d'intérêt et l'ampleur de la réaction de la production relativement à celles de l'inflation et de l'inflation salariale.

4.6 Effets de *pass-through* et de lissage

Les estimations réalisées pour la zone euro et les Etats-Unis permettent de parvenir à une évaluation de l'effet de *pass-through* du taux du marché monétaire sur le taux des crédits. De plus, le modèle développé permet d'identifier les déterminants de cet effet et d'analyser les interactions de ces déterminants.

4.6.1 Approximation de l'effet de *pass-through*

L'équation du taux d'intérêt sur les crédits dans le modèle théorique est donnée par l'expression :

$$\hat{R}_t^L - \hat{R}_{t-1}^L = \kappa_L \left[\hat{R}_t^M - \hat{R}_t^L \right] + \beta \left[E_t \{ \hat{R}_{t+1}^L \} - \hat{R}_t^L \right],$$

où $\kappa_L \equiv (1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)/\tau_L$.

Cette équation peut être reformulée de la façon suivante :

$$\hat{R}_t^L = \frac{\beta\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2} E_t \{ \hat{R}_{t+1}^L \} + \frac{\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2} \hat{R}_{t-1}^L + \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)}{1 + \beta(\tau_L)^2} \hat{R}_t^M. \quad (4.24)$$

Cette spécification ne permet pas d'identifier directement l'effet de *pass-through* et l'effet de lissage (correspondant à l'effet de \hat{R}_{t-1}^L sur \hat{R}_t^L) du fait de la présence du terme *forward looking* $E_t \{ \hat{R}_{t+1}^L \}$. Une approximation de l'effet de lissage et l'effet de *pass-through* peut être donnée de la façon suivante. Nous considérons une règle de politique monétaire simplifiée ne prenant pas en compte les réponses du taux d'intérêt

à la production et à l'inflation²³, pouvant s'écrire :

$$\hat{R}_t^M = \rho_r \hat{R}_{t-1}^M + \varepsilon_t, \quad (4.25)$$

dans laquelle le choc de politique monétaire suit un processus autocorrélé défini par :

$$\varepsilon_t = \rho_\varepsilon \varepsilon_{t-1} + u_t. \quad (4.26)$$

Les équations (4.24), (4.25) et (4.26) retracent donc les dynamiques des taux d'intérêt et du choc de politique monétaire. Nous pouvons déduire de façon analytique les effets de lissage et de *pass-through* de ce système à trois équations (voir en annexe pour le détail des calculs) et nous obtenons :

$$\hat{R}_t^L = \tau_L \hat{R}_{t-1}^L + \phi_2 \hat{R}_t^M + \phi_3 \varepsilon_t, \quad (4.27)$$

avec

$$\begin{aligned} \phi_2 &= \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)}{(1 - \beta\tau_L\rho_r)}, \\ \phi_3 &= \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)\beta\tau_L\rho_\varepsilon}{(1 - \beta\tau_L\rho_r)(1 - \beta\tau_L\rho_\varepsilon)}. \end{aligned}$$

L'effet de lissage est donc égal au degré de rigidité sur les taux des crédits τ_L . L'effet de *pass-through*, plus complexe à appréhender, est mesuré par ϕ_2 et ϕ_3 .

Une première partie de l'effet de *pass-through*, mesurée par ϕ_2 , est reliée au taux d'intérêt du marché monétaire. À partir du coefficient ϕ_2 , nous observons que l'effet de *pass-through* dépend négativement des rigidités sur les taux d'intérêt des crédits (mesurées par τ_L) et positivement du comportement de lissage de la banque centrale

²³Cette simplification s'avère nécessaire pour parvenir à une évaluation simple du taux de report. Les dynamiques de la production et de l'inflation, qui sont elles-mêmes *forward looking*, n'ont ainsi pas besoin d'être prises en compte pour évaluer le taux de report.

(mesuré par ρ_r)²⁴. L'importance du comportement de lissage de la banque centrale dans les déterminants de l'effet de *pass-through* s'explique par la présence du terme à anticipations rationnelles dans l'équation du modèle théorique définissant le taux d'intérêt des crédits (équation (4.24)). Lorsque les intermédiaires financiers observent une modification du taux d'intérêt du marché monétaire, ils anticipent une certaine persistance de cette modification résultant du comportement de lissage de la banque centrale. L'ajustement des taux d'intérêt sur les crédits réalisé par les intermédiaires financiers sera donc d'autant plus prononcé que les modifications observées et anticipées du taux d'intérêt du marché monétaire seront importantes. Nous pouvons donc distinguer dans le paramètre ϕ_2 une première composante ϕ_2^a de l'effet de *pass-through* résultant d'une modification ponctuelle du taux d'intérêt du marché monétaire et une seconde composante ϕ_2^b résultant de l'anticipation par les intermédiaires financiers du comportement de lissage de la banque centrale. Précisément, nous obtenons (voir annexe pour les détails) :

$$\begin{aligned}\phi_2 &= \phi_2^a + \phi_2^b \\ &= (1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L) + \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)\beta\tau_L\rho_r}{(1 - \beta\tau_L\rho_r)}.\end{aligned}$$

Si la banque centrale ne pratique pas un lissage du taux du marché monétaire ($\rho_r = 0$), alors l'effet de *pass-through* devient $\phi_2 = \phi_2^a = (1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)$ et mesure l'effet d'une variation ponctuelle du taux de marché monétaire sur le taux des crédits.

Une seconde partie de l'effet de *pass-through*, mesurée par ϕ_3 , dépend des caractéristiques du choc de politique monétaire. Précédemment, nous venons de voir que lorsque les agents anticipent une inertie dans une modification du taux du marché monétaire, l'effet de *pass-through* est plus prononcé. La persistance du choc de politique moné-

²⁴Nous avons en effet $\frac{\partial\phi_2}{\partial\tau_L} = \frac{-1 - \beta(1 - \rho_r) + \beta\tau_L(2 - \beta\tau_L\rho_r)}{(1 - \beta\tau_L\rho_r)^2} < 0$ pour tout $\tau_L, \rho_r \in [0; 1]$ (ce résultat a été vérifié numériquement). De plus, nous avons $\frac{\partial\phi_2}{\partial\rho_r} = \frac{\beta\tau_L(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)}{(1 - \beta\tau_L\rho_r)^2} > 0$ pour tout $\tau_L, \rho_r \in]0; 1[$.

taire (mesuré par ρ_ε), comme le comportement de lissage de la banque centrale, est une source d'inertie dans la dynamique du taux d'intérêt du marché monétaire et affecte donc positivement l'effet de *pass-through* à travers le paramètre ϕ_3 ²⁵. Dans le cas particulier où le choc de politique monétaire n'est pas autocorrélé ($\rho_\varepsilon = 0$), alors ϕ_3 est égal à zéro et l'effet de *pass-through* est intégralement mesuré par le paramètre ϕ_2 . Cette situation correspond à celle considérée par Hülsewig et al. (2006a) qui n'envisagent pas dans leur modèle que l'inertie du taux d'intérêt du marché monétaire puisse être exogène au comportement de la banque centrale. Dans notre approche plus générale, nous montrons donc que l'amplitude de l'effet de *pass-through* dépend de toutes les sources d'inertie dans la dynamique du taux d'intérêt du marché monétaire, qu'elles soient endogènes ou exogènes au comportement de la banque centrale.

L'équation (4.27) nous permet de calculer les effets de *pass-through* associés à nos estimations. Pour les Etats-Unis, le taux de répercussion total ($\phi_2^a + \phi_2^b + \phi_3$) est de 0,71. Pour la zone euro, ce taux de répercussion est de 0,68. Une modification du taux du marché monétaire se transmet donc à un trimestre à hauteur approximativement de 70% au taux des crédits pour les Etats-Unis et la zone euro. Ce résultat est en accord avec ce qui est obtenu dans la littérature. Les travaux cherchant à estimer les effets de *pass-through* du taux du marché monétaire sur les différents taux contrôlés par les banques utilisent des données mensuelles. De Bondt (2002) obtient pour la zone euro sur la période 1996-2001 un taux de répercussion à un mois sur les taux d'intérêt des crédits proche de 50%. Moazzami (1999) obtient pour les Etats-Unis un taux de répercussion à un mois sur les taux d'intérêt des crédits de 42% sur la période 1969-1995 et ce taux de répercussion apparaît supérieur à 50% quand des sous-échantillons sur les années 1980 et 1990 sont considérés.

Contrairement aux travaux précédemment cités utilisant des formes réduites, notre modèle structurel nous permet d'identifier les différents déterminants des taux de répercussion. Pour les Etats-Unis, le taux de répercussion total est de 0,71 et nous pouvons

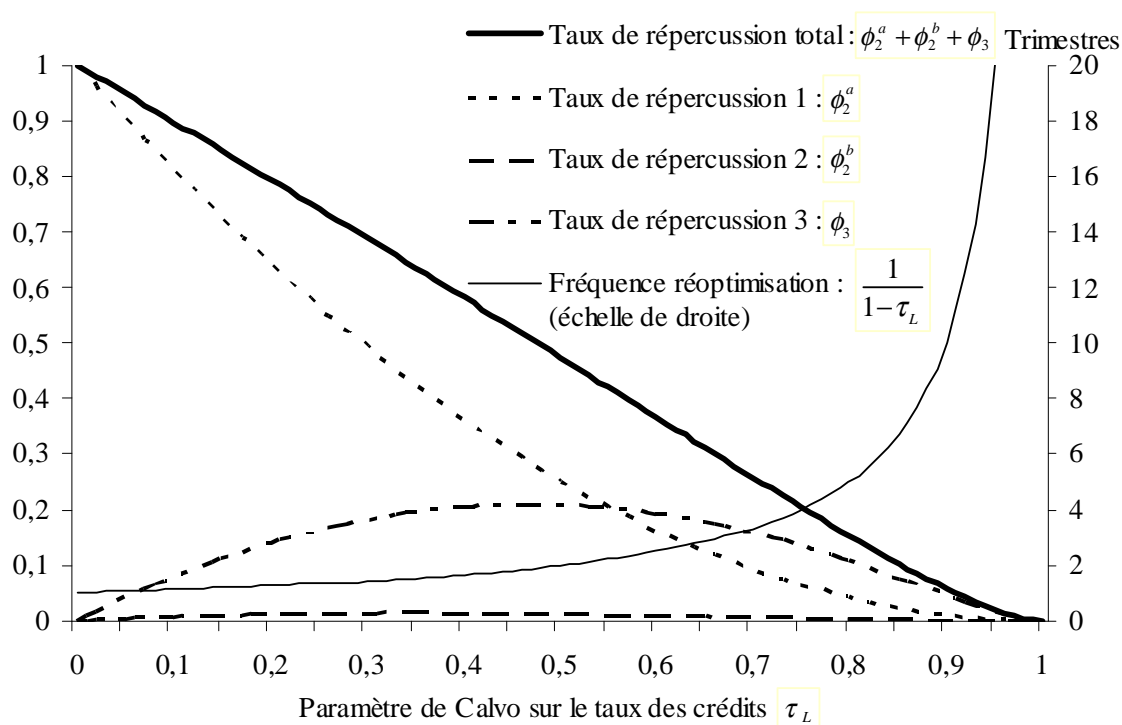
²⁵Nous avons en effet $\frac{\partial \phi_3}{\partial \rho_\varepsilon} = \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)\beta\tau_L}{(1 - \beta\tau_L\rho_r)(1 - \beta\tau_L\rho_\varepsilon)^2} > 0$ pour tout β, τ_L, ρ_r et $\rho_\varepsilon \in]0; 1[$.

calculer le poids de ses différentes composantes ϕ_2^a , ϕ_2^b , et ϕ_3 . Nous obtenons que 25% de l'effet de *pass-through* ($\phi_3 = 0,18$) est lié aux anticipations d'inertie dans le choc de politique monétaire, 2% de l'effet de *pass-through* ($\phi_2^b = 0,01$) résulte du comportement de lissage de la banque centrale et donc 73% de l'effet de *pass-through* ($\phi_2^a = 0,52$) provient de la modification ponctuelle du taux du marché monétaire. Pour la zone euro, le taux de répercussion total est de 0,68. Cet effet se décompose en une proportion de 16% ($\phi_3 = 0,11$) liée aux anticipations d'inertie du choc de politique monétaire, une proportion de 19% ($\phi_2^b = 0,13$) résultant du comportement de lissage de la banque centrale et enfin une proportion de 65% ($\phi_2^a = 0,52$) issue de la modification ponctuelle du taux du marché monétaire. Ainsi, bien que les fréquences de réoptimisation des taux sur les crédits obtenues à partir de nos estimations soient élevées et très proches entre les Etats-Unis et la zone euro (conduisant à un effet de *pass-through* total élevé), la détermination de l'effet de *pass-through* apparaît sensiblement différente entre les Etats-Unis et la zone euro. Nous pouvons noter en particulier que le comportement de lissage de la banque centrale apparaît prononcé uniquement pour la zone euro dans nos estimations. Ce comportement contribue donc à 19% de l'effet de *pass-through* de la zone euro contre seulement 2% pour les Etats-Unis.

4.6.2 Interactions des déterminants de l'effet de *pass-through*

Les graphiques 4-6 et 4-7 représentent, respectivement pour les Etats-Unis et la zone euro, les valeurs prises par l'effet de *pass-through* total, ses composantes ainsi que la fréquence de réoptimisation, en fonction du paramètre de Calvo τ_L (correspondant au degré de rigidité sur les taux des crédits). Nous inscrivons également sur les graphiques 4-6 et 4-7 la valeur estimée de τ_L respectivement pour les Etats-Unis et la zone euro.

Nous pouvons observer qu'une approximation du taux de répercussion total peut être donnée par le complément à 1 du degré de rigidité sur les taux des crédits, conduisant ainsi à une relation négative et linéaire entre l'effet de *pass-through* total et l'effet de lissage τ_L . A l'inverse, la fréquence de réoptimisation des taux d'intérêt des crédits

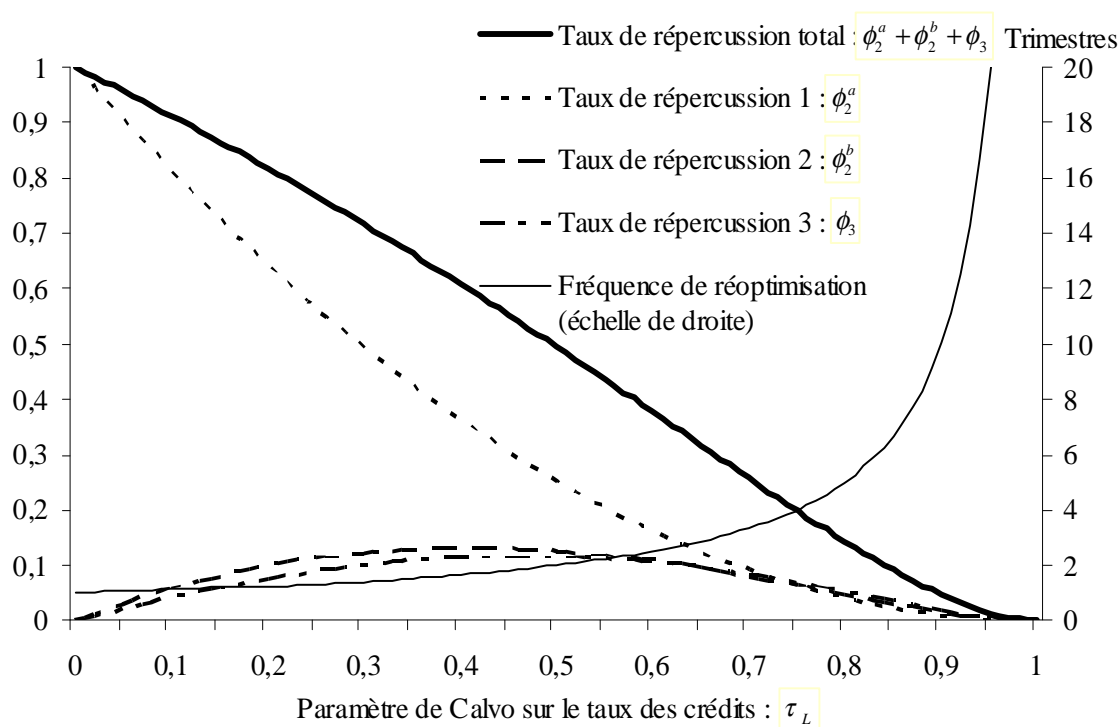
FIG. 4-6: Décomposition de l'effet de *pass-through* pour les Etats-Unis

dépend de façon non linéaire des rigidités sur les taux des crédits. Nous observons sur les graphiques que la fréquence de réoptimisation des taux d'intérêt des crédits est peu affectée par une modification du degré de rigidité des taux des crédits quand le paramètre de Calvo τ_L est inférieur à 0,6. La comparaison de ces fréquences de réoptimisation peut donc s'avérer insuffisante pour apprécier les effets de *pass-through* de différentes économies.

Il s'avère plus intéressant de comparer les différents déterminants du taux de répercussion. Les graphiques 4-6 et 4-7 montrent que le poids relatif de ces différents déterminants dans le taux de répercussion total dépend du degré de rigidité sur les taux des crédits. Sur les deux graphiques, la courbe représentant la partie de l'effet de *pass-through* générée par la modification ponctuelle du taux du marché monétaire (ϕ_2^a) est identique dans la mesure où le paramètre ϕ_2^a dépend uniquement du paramètre de

Calvo τ_L et du taux d'actualisation β . Par contre, l'importance pouvant être prise par les deux autres composantes du taux de répercussion ϕ_2^b et ϕ_3 découlant respectivement du comportement de lissage de la banque centrale et de l'inertie du choc de politique monétaire est sensiblement différente selon les pays. Pour les Etats-Unis, la composante de l'effet de *pass-through* liée à l'inertie du choc de politique monétaire pourrait être la principale composante de l'effet de *pass-through* pour des degrés de rigidité élevés correspondant à des paramètres de Calvo τ_L supérieurs à 0,55. Pour la zone euro, le comportement de lissage de la banque centrale et l'autocorrélation du choc de politique monétaire sont apparus significatifs dans nos estimations et ces deux éléments jouent donc un rôle important dans la détermination de l'effet de *pass-through* à travers les paramètres ϕ_2^b et ϕ_3 . Prises conjointement, ces deux composantes du taux de répercussion associées aux anticipations d'inertie du taux du marché monétaire pourraient représenter la principale composante de l'effet de *pass-through* pour des degrés de rigidité élevés correspondant à des paramètres de Calvo τ_L supérieurs à 0,52.

Les graphiques 4-6 et 4-7 montrent également que lorsque les rigidités des taux des crédits tendent vers 0 ou vers 1, les paramètres ϕ_2^b et ϕ_3 tendent vers 0. En effet, lorsque les rigidités sur les taux des crédits sont faibles, les intermédiaires financiers réoptimisent très fréquemment leurs taux d'intérêt. Les déterminants de l'effet de *pass-through* liés aux anticipations d'inertie du taux du marché monétaire jouent donc un rôle limité dans la mesure où les intermédiaires financiers pourront ajuster leurs taux d'intérêt suite à une modification du taux du marché monétaire de façon quasiment contemporaine. A l'opposé, lorsque les rigidités sur les taux des crédits sont fortes, les intermédiaires financiers n'ajustent pas fréquemment leurs taux d'intérêt. L'effet de *pass-through* total et toutes ses composantes sont donc de faible ampleur. Cependant, nous avons également observé que la proportion liée aux anticipations d'inertie du taux du marché monétaire dans l'effet de *pass-through* total (ϕ_2^b et ϕ_3) est relativement importante lorsque les rigidités sur les taux des crédits sont fortes. L'inertie anticipée du taux du marché monétaire est un déterminant important du taux de répercussion

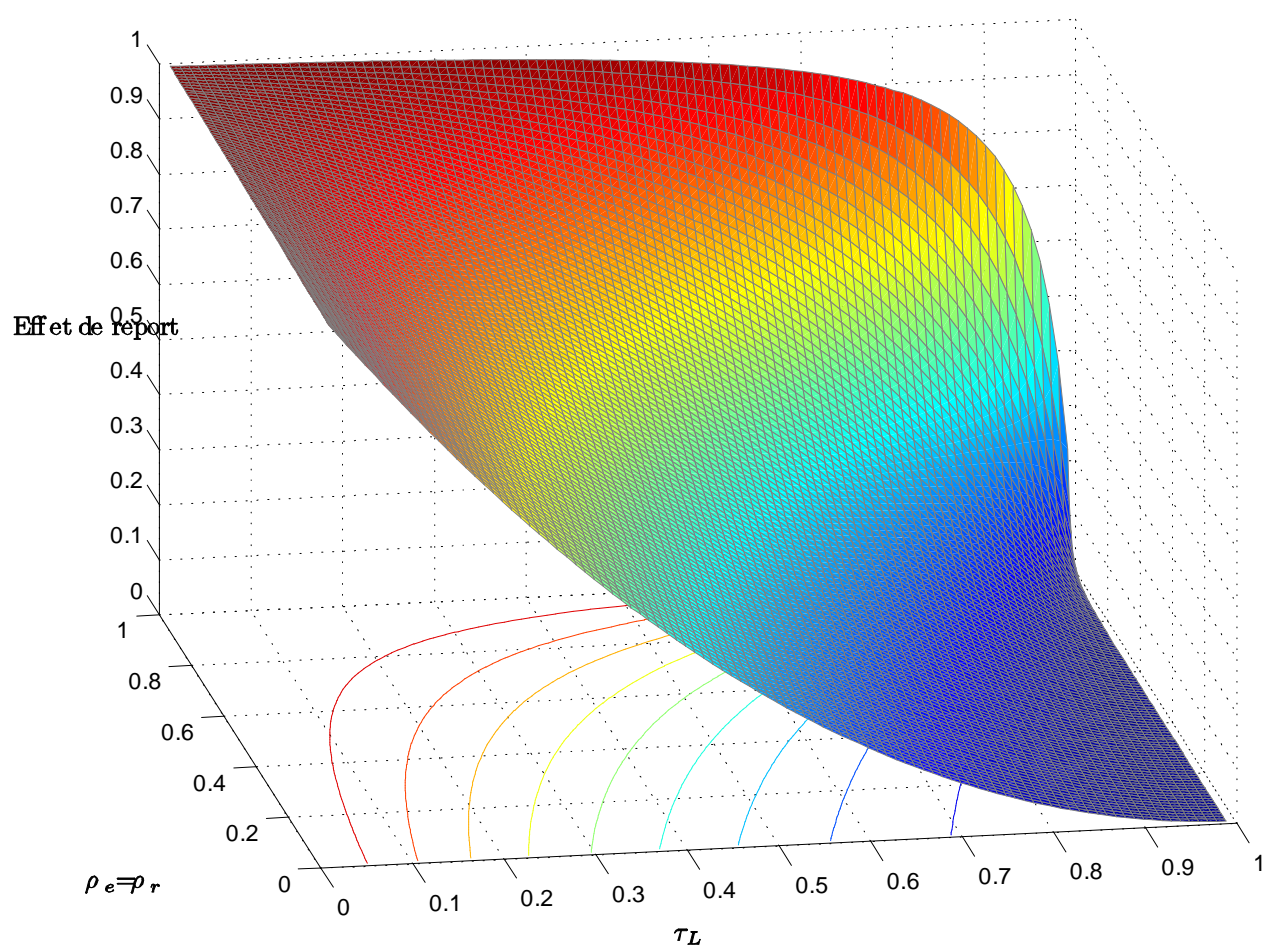
FIG. 4-7: Décomposition de l'effet de *pass-through* pour la zone euro

total quand les intermédiaires financiers n'ont pas l'opportunité d'ajuster fréquemment leurs taux.

Sur les graphiques 4-6 et 4-7, les paramètres ρ_e et ρ_r sont fixés à leurs valeurs estimées respectivement pour les Etats-Unis et la zone euro. Sur le graphique 4-8, nous levons cette restriction. Nous représentons l'effet de *pass-through* total ($\phi_2^a + \phi_2^b + \phi_3$) en fonction du paramètre de Calvo τ_L et en fonction du degré d'inertie du taux du marché monétaire (nous devons cependant considérer que ρ_e et ρ_r sont égaux pour parvenir à une représentation graphique). Quand l'inertie du taux du marché monétaire est nulle ($\rho_e = \rho_r = 0$), la valeur prise par l'effet de *pass-through* total sur le graphique 4-8 dépend uniquement des rigidités sur les taux des crédits et est égale à ϕ_2^a (nous pouvons remarquer que la courbe ainsi obtenue a déjà été représenté sur les graphiques 4-6 et 4-7). L'intérêt du graphique 4-8 est d'illustrer la déformation de la relation entre

le taux de répercussion total et les rigidités sur les taux des crédits à mesure que le degré d'inertie du taux du marché monétaire augmente.

A partir des graphiques 4-6 et 4-7, nous avons observé qu'une approximation du taux de répercussion total peut être donnée par le complément à 1 du degré de rigidité sur le taux des crédits, conduisant ainsi à une relation négative et linéaire entre l'effet de *pass-through* total et l'effet de lissage τ_L . Le graphique 4-8 montre que cette observation est en fait vérifiée uniquement quand le degré d'inertie du taux du marché monétaire est à un niveau intermédiaire. Quand le degré d'inertie tend vers 0, la valeur de l'effet de *pass-through* total tend vers ϕ_2^a . La relation entre l'effet de *pass-through* total et l'effet de lissage devient donc légèrement convexe comme nous pouvons l'observer sur le graphique 4-8. A l'autre extrémité, quand le degré d'inertie du taux du marché monétaire tend vers 1, la relation entre l'effet de *pass-through* total et l'effet de lissage devient fortement concave. Lorsque les intermédiaires financiers anticipent qu'une modification du taux du marché monétaire sera fortement persistante, les ajustements des taux sur les crédits intègrent cette anticipation et sont donc importants. Ainsi, même si les rigidités sur les taux des crédits sont élevées, l'effet de *pass-through* peut également être prononcé. Dans cette situation, lorsqu'un intermédiaire financier a la possibilité de réoptimiser ses taux, il applique un taux de répercussion élevé dans la mesure où l'intermédiaire financier anticipe qu'une forte inertie du taux du marché monétaire se manifesterait sur les prochaines périodes durant lesquelles il ne pourra pas réoptimiser ses taux.

FIG. 4-8: Déterminants de l'effet de *pass-through*

4.7 Analyse contrefactuelle

Nous nous intéressons maintenant plus précisément au rôle dans la transmission des effets de la politique monétaire des différentes rigidités introduites dans le modèle et leurs interactions. Pour cela, nous menons une analyse contrefactuelle consistant à analyser les fonctions de réponse à un choc de politique monétaire que génère le modèle théorique lorsque les paramètres de Calvo sur les prix, sur les salaires et sur les taux des crédits sont modifiés. Nous nous intéressons également aux effets d'une modification du degré de concurrence entre les intermédiaires financiers. Nous nous concentrons sur le modèle estimé pour les Etats-Unis. Les résultats obtenus avec le modèle estimé pour la zone euro ne sont pas qualitativement différents et sont présentés en annexe. Nous privilégions les résultats obtenus sur les Etats-Unis dans la mesure où les estimations pour ce pays apparaissaient légèrement meilleures que celles obtenues pour la zone euro, notamment pour reproduire la réaction de la production à un choc de politique monétaire.

4.7.1 Rigidités sur les prix et sur les salaires

Nous considérons deux scénarios. Plus précisément, nous considérons alternativement un scénario où le paramètre de Calvo sur les prix est divisé par deux puis un scénario où le paramètre de Calvo sur les salaires est divisé par deux. Le graphique 4-9 représente les fonctions de réponse théoriques à un choc de politique monétaire obtenues lors de l'estimation du modèle et celles obtenues dans les deux scénarios envisagés.

Dans un premier scénario, le paramètre τ_h est fixé à 0,43, ce qui signifie que les salaires sont réoptimisés en moyenne tous les 1,75 trimestres. Cette réduction des rigidités sur les salaires conduit à une sensible modification de la dynamique de l'inflation salariale. Nous observons sur le graphique 4-9 que les salaires s'ajustent rapidement à la baisse suite au choc de politique monétaire. En effet, l'élasticité de l'inflation salariale au taux d'intérêt du marché monétaire est donnée par le paramètre

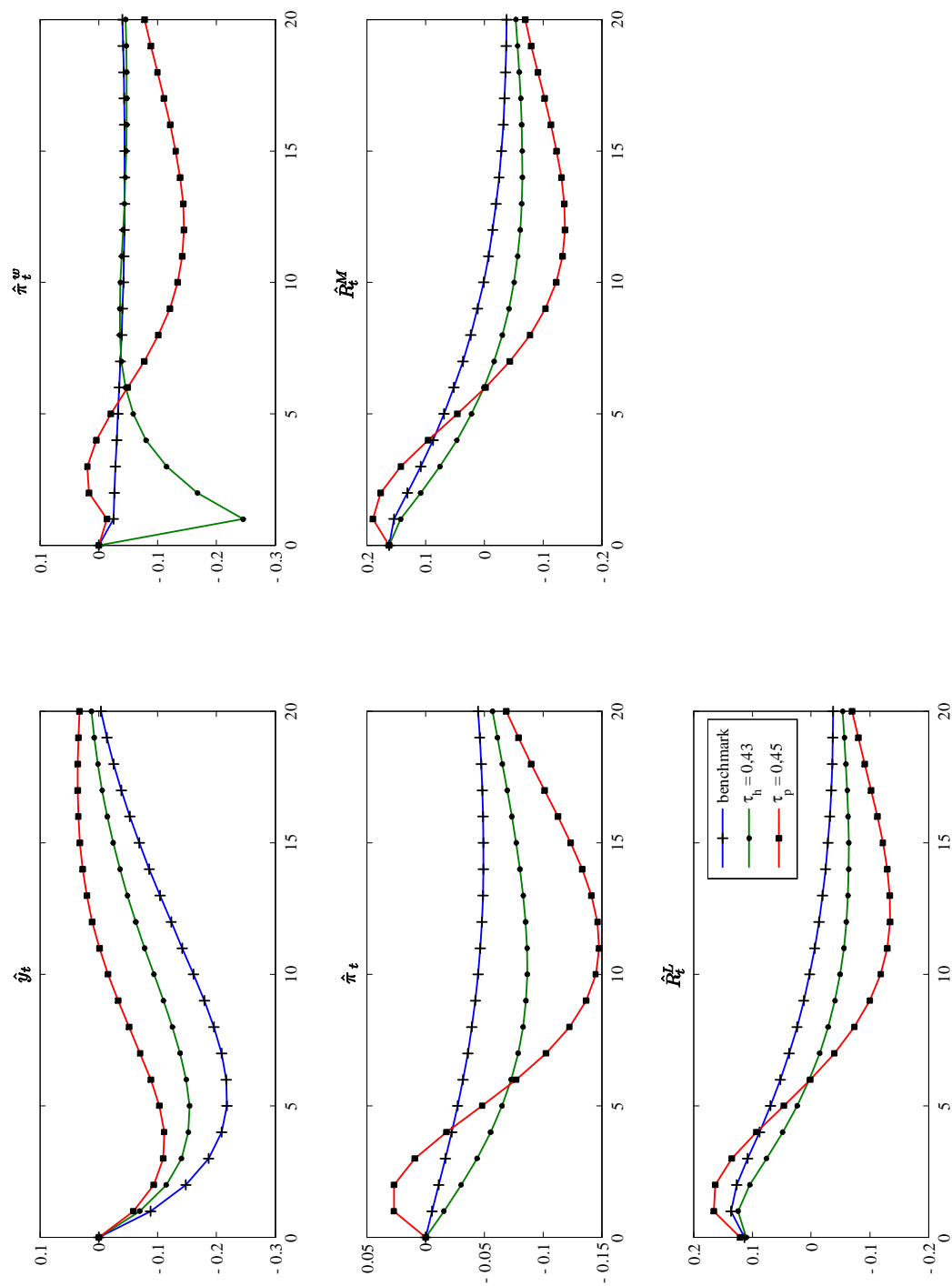
$\kappa_w \equiv (1 - \tau_h)(1 - \beta\tau_h)/(\tau_h(1 + \omega_h\eta_h))$ et dépend donc négativement du paramètre de Calvo sur les salaires. Cette plus ample réaction de l'inflation salariale au choc de politique monétaire provoque une diminution plus prononcée du coût marginal supporté par les entreprises de biens intermédiaires et se transmet donc à la dynamique de l'inflation. La diminution des rigidités sur les salaires conduit ainsi à des ajustements plus rapides, par rapport à notre situation de référence, à la fois des salaires et des prix. Ces ajustements plus rapides des salaires et des prix suite au choc de politique monétaire explique la moins forte réaction de la production observée sur le graphique 4-9. Les dynamiques des taux d'intérêt sont également modifiées. À travers le paramètre r_π^0 dans la règle de politique monétaire, la banque centrale est amenée à réduire son taux d'intérêt quand les prix diminuent. Nous observons donc sur le graphique 4-9 que le taux d'intérêt du marché monétaire converge plus rapidement vers son état stationnaire. Cette modification de la dynamique du taux du marché monétaire se transmet sur la dynamique du taux des crédits. L'amplitude de l'effet du canal du CMP sur la dynamique de l'inflation est donc restreinte, ce qui contribue également à expliquer l'ajustement à la baisse des prix.

Cette première analyse contrefactuelle nous permet donc d'apprécier l'importance dans la dynamique du modèle des rigidités salariales modélisées par le paramètre de Calvo τ_h . Ainsi, ces rigidités nominales ne permettent pas simplement de répliquer la réponse progressive et persistante de l'inflation salariale à un choc de politique monétaire. Elles contribuent également à reproduire d'une part la persistance des réponses de l'inflation et des taux d'intérêt et d'autre part l'importante contraction de la production suite au choc de politique monétaire.

Dans le second scénario, le paramètre τ_p est fixé à 0,45, ce qui signifie que les prix sont réoptimisés en moyenne tous les 1,81 trimestres. L'élasticité de l'inflation au coût marginal, donné par le paramètre κ_p dans l'équation de Phillips²⁶, devient plus élevée

²⁶Plus précisément, nous avons $\kappa_p \equiv \frac{1 - \tau_p}{\tau_p} \frac{(1 - \beta\tau_p)\eta_L\psi}{\eta_L\psi + \eta_p[\eta_L(1 - \psi) - 1]}$

FIG. 4-9: Modification des paramètres de Calvo sur les prix et sur les salaires pour les Etats-Unis



dans ce scénario, dans la mesure où elle dépend négativement de τ_p . L'effet du canal du CMP se trouve donc amplifié. Le choc de politique monétaire se transmet, avec une répercussion incomplète, sur le taux des crédits et se traduit par une augmentation du coût marginal supporté par les entreprises de biens intermédiaires. Nous pouvons ainsi observer sur le graphique 4-9 que le canal du CMP conduit à un accroissement des prix suite au choc de politique monétaire. Compte tenu de l'indexation de l'inflation salariale sur l'inflation passée, le supplément d'inflation se transmet à la dynamique de l'inflation salariale. L'apparition de pressions inflationnistes suite au choc de politique monétaire amène la banque centrale à accroître son taux d'intérêt. Cette réaction de la banque centrale se manifeste à travers le paramètre r_π^0 dans la règle de politique monétaire. Contrairement à notre situation de référence, le graphique 4-9 montre que les taux d'intérêt du marché monétaire et sur les crédits continuent à augmenter suite au choc de politique monétaire. Cette réaction de la banque centrale permet de maîtriser les pressions inflationnistes. À partir du quatrième trimestre suivant le choc, le taux d'intérêt élevé sur le marché monétaire conduit bien à des ajustements à la baisse des prix et des salaires. Ces ajustements des prix et des salaires sont interdépendants dans la mesure où le modèle théorique intègre une indexation des salaires sur l'inflation passée et que les salaires sont une composante du coût marginal dans l'équation de Phillips sur les prix. Compte tenu des faibles rigidités sur les prix, ces ajustements sont très rapides, ce qui contraste avec la persistance de la réponse de l'inflation et de l'inflation salariale dans le scénario de référence. Enfin, nous pouvons observer sur le graphique 4-9 que la réduction des rigidités sur les prix conduit à une plus faible réaction de la production au choc de politique monétaire.

Cette deuxième analyse contrefactuelle montre donc que les rigidités sur les prix introduites par le paramètre de Calvo τ_p ne contribuent pas simplement à répliquer la persistance de la réponse de l'inflation à un choc de politique monétaire. Ces rigidités sur les prix contribuent également à expliquer la persistance de la réponse de l'inflation salariale et la contraction de la production suite au choc de politique monétaire. Nous pouvons noter également que la faiblesse de l'effet du canal du CMP dans la

transmission des effets de la politique monétaire mise en avant par Rabanal (2003) et Christiano et al. (2005) pourrait s'expliquer par l'importance des rigidités sur les prix. Un paramètre de Calvo τ_p élevé conduit à une élasticité faible de l'inflation au coût marginal et limite donc l'effet du taux d'intérêt des crédits sur la dynamique de l'inflation.

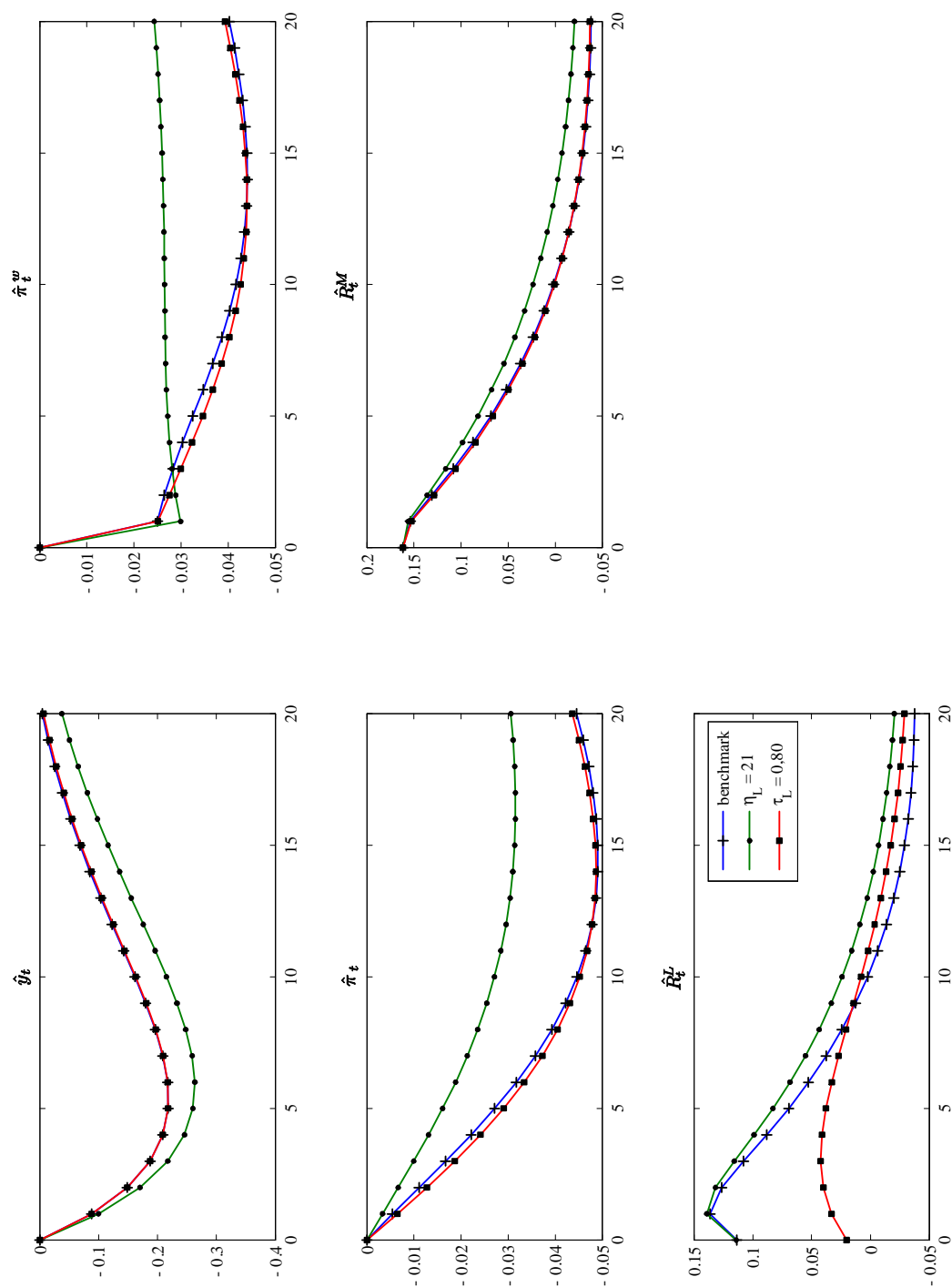
Les deux analyses contrefactuelles illustrées sur le graphique 4-9 montrent donc que les rigidités sur les prix et sur les salaires sont complémentaires pour parvenir à une bonne représentation par le modèle théorique des effets sur l'ensemble des variables considérées d'un choc de politique monétaire. Une analyse similaire est menée pour évaluer l'importance du rôle des rigidités sur le taux d'intérêt des crédits dans la transmission des effets de la politique monétaire.

4.7.2 Rigidités sur le taux des crédits et concurrence entre les intermédiaires financiers

L'estimation du modèle théorique présentée dans le tableau 4.2 montre que les rigidités sur le taux d'intérêt des crédits sont faibles mais significatives, conduisant à un effet de *pass-through* incomplet mais relativement élevé. Sur le graphique 4-10, nous représentons les fonctions de réponse à un choc de politique monétaire quand le paramètre de Calvo τ_L est fixé à 0,80. Dans ce scénario, les taux d'intérêt des crédits sont donc réoptimisés en moyenne tous les 5 trimestres alors qu'ils sont réoptimisés en moyenne tous les 1,38 trimestres dans le cadre du scénario de référence basé sur nos estimations.

Nous observons sur le graphique 4-10 que la réponse du taux d'intérêt des crédits au choc de politique monétaire est moins prononcée, correspondant à un effet de *pass-through* de faible amplitude. Cette modification du taux de répercussion a des conséquences très limitées sur la dynamique des autres variables du modèle. Des rigidités plus importantes sur les taux d'intérêt des crédits réduisent le rôle joué par le canal du CMP dans la transmission des effets de la politique monétaire mais cet impact était

FIG. 4-10: Modification du paramètre de Calvo sur le taux d'intérêt des crédits pour les Etats-Unis



déjà restreint dans le cadre de nos estimations précédentes. Les réponses de l'inflation et de l'inflation salariale au choc de politique monétaire ne sont donc que légèrement modifiées par rapport au scénario de référence. Ce résultat est en accord avec ceux avancés par Hülsewig et al. (2006a). Ces derniers montrent notamment que l'évolution du coût marginal supporté par les entreprises suite à un choc de politique monétaire dépend davantage de l'évolution du coût du travail que du taux d'intérêt sur les crédits.

Les caractéristiques du secteur bancaire dans le modèle théorique ne dépendent pas uniquement du degré de rigidité du taux d'intérêt des crédits mais également du degré de concurrence entre les intermédiaires financiers, représenté par le paramètre η_L . Pour nos estimations, ce paramètre a été calibré à 3,5, ce qui correspondait à un taux de marge de 40%²⁷. Afin d'évaluer à son tour l'importance de ce paramètre, nous analysons les fonctions de réponse théoriques générées par le modèle quand le paramètre η_L est fixé à 21, ce qui correspond à un taux de marge de 5%. Le graphique 4-10 montre que l'ensemble des dynamiques du modèle sont modifiées lorsque nous considérons un scénario de concurrence accrue entre les intermédiaires financiers. L'élasticité de l'inflation au coût marginal, donnée par le paramètre κ_p dans l'équation de Phillips, dépend négativement de η_L et devient donc plus faible dans ce scénario. Un accroissement de la concurrence dans le système bancaire se traduit donc sur le graphique 4-10 par une réaction de l'inflation plus lente à se manifester suite au choc de politique monétaire. Le paramètre η_L contribue donc à répliquer la rigidité des prix observée empiriquement. Cette plus grande rigidité des prix se transmet à l'évolution des salaires compte tenu de l'indexation des salaires sur l'inflation retardée, et conduit également à une plus forte contraction de la production. La règle de politique monétaire estimée ne réagissant qu'à l'inflation, l'effet du choc de politique monétaire sur l'évolution des taux d'intérêt est plus persistant dans ce scénario.

Dans l'équation de Phillips sur les prix, le paramètre η_L associé aux marges pratiquées par les intermédiaires financiers contribue donc, avec l'indexation sur les prix

²⁷Le calibrage de ce paramètre correspond à la moyenne sur l'échantillon utilisé du ratio entre le taux d'intérêt des crédits et le taux d'intérêt du marché monétaire.

TAB. 4.3: Modification de la calibration de η_L

| | η_L | | |
|------------------------|----------|--------|-----------|
| | 3,5 | 21 | $+\infty$ |
| τ_p | 0,9182 | 0,8644 | 0,8563 |
| $\frac{1}{1 - \tau_p}$ | 12,22 | 7,37 | 6,95 |
| κ_p | 0,0036 | 0,0036 | 0,0036 |

(α_p), le paramètre de Calvo sur les prix (τ_p) et les marges pratiquées par les entreprises de biens intermédiaires (η_p), à répliquer la rigidité des prix observée empiriquement. Les paramètres η_L , τ_p et η_p sont notamment interdépendants pour définir l'élasticité de l'inflation au coût marginal (représentée par le paramètre κ_p). Afin d'analyser plus précisément la complémentarité entre ces paramètres, nous réestimons le modèle dans un premier temps en calibrant le paramètre η_L à 21, puis dans un second temps, en envisageant une situation de concurrence parfaite entre les intermédiaires financiers, c'est-à-dire en considérant que le paramètre η_L tend vers l'infini²⁸. La réestimation du modèle conduit simplement à une modification de la valeur du paramètre de Calvo sur les prix τ_p . Les résultats sont présentés dans le tableau 4.3. Le paramètre de Calvo sur les prix est estimé à 0,8644 quand nous considérons un taux de marge de 5% pour les intermédiaires financiers ($\eta_L = 21$) et à 0,8563 quand nous considérons une situation de

²⁸Dans une situation de concurrence monopolistique, le paramètre κ_p s'écrit :

$$\kappa_p \equiv \frac{1 - \tau_p}{\tau_p} \frac{(1 - \beta\tau_p)\eta_L\psi}{\eta_L\psi + \eta_p[\eta_L(1 - \psi) - 1]},$$

alors que dans une situation de concurrence parfaite, il s'écrit :

$$\kappa_p \equiv \frac{1 - \tau_p}{\tau_p} \frac{1 - \beta\tau_p}{1 + \eta_p(1/\psi - 1)}.$$

concurrence parfaite. Les prix sont donc respectivement réoptimisés en moyenne tous les 7,37 trimestres et tous les 6,95 trimestres, alors qu'ils sont réoptimisés en moyenne tous les 12,22 trimestres dans notre estimation de référence. Cependant, les modifications de τ_p et η_L sont complémentaires. Quelque soit le calibrage du paramètre η_L retenue, le paramètre τ_p estimé conduit à une élasticité de l'inflation au coût marginal κ_p de 0,0036. Les dynamiques du modèle ne sont donc pas modifiées.

4.7.3 Décomposition du coût marginal réel

Afin d'appréhender la prépondérance du canal du taux d'intérêt sur le canal du CMP dans la transmission des effets de la politique monétaire, il peut être intéressant de décomposer le coût marginal réel. Ce dernier est un des éléments de l'équation de Phillips²⁹ et est donné par :

$$CMR_t = E_{t-1}\{\hat{R}_t^L + \hat{w}_t + \Psi\hat{y}_t\}.$$

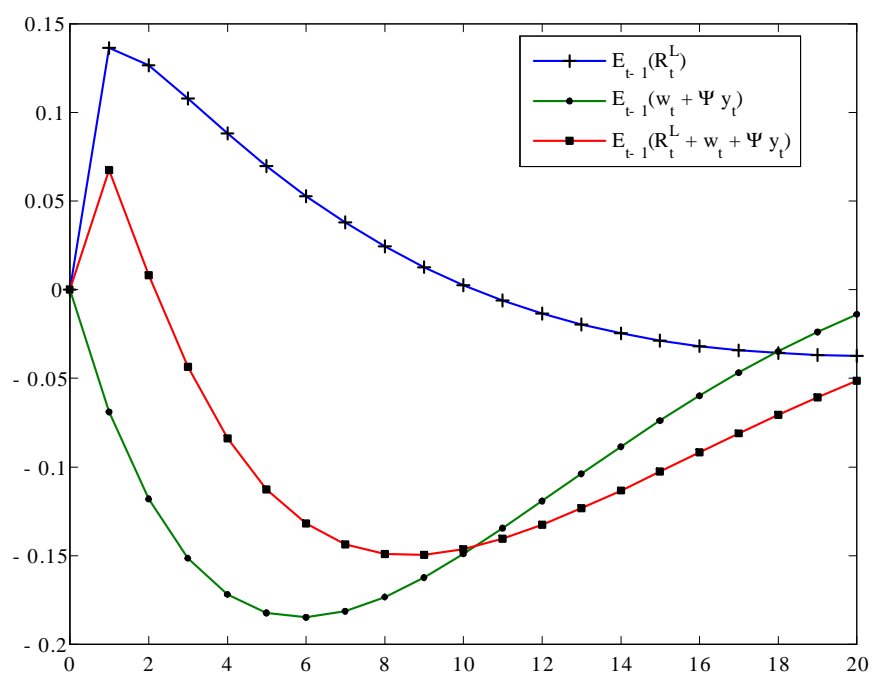
Sur le graphique 4-11, nous représentons donc la réaction du coût marginal réel au choc de politique monétaire ainsi que les réactions de ses composantes $E_{t-1}\{\hat{R}_t^L\}$ et $E_{t-1}\{\hat{w}_t + \Psi\hat{y}_t\}$, liées respectivement au canal du CMP et au canal du taux d'intérêt. Nous pouvons ainsi observer que l'évolution du coût marginal réel est principalement déterminée par la baisse des coûts salariaux générée dans le cadre du canal du taux d'intérêt ($E_{t-1}\{\hat{w}_t + \Psi\hat{y}_t\}$). Le canal du CMP conduit bien à une augmentation du coût marginal réel mais uniquement sur le premier trimestre suivant le choc de politique monétaire et d'une ampleur insuffisante pour accroître l'inflation.

Rabanal (2003, 2007), Hülsewig et al. (2006a) et Henzel et al. (2007) s'intéressent particulièrement aux conditions qui conduiraient à des effets plus prépondérants du

²⁹Pour mémoire, l'équation de Phillips est donnée par :

$$E_{t-1}\{\hat{\pi}_t\} - \alpha_p E_{t-1}\{\hat{\pi}_{t-1}\} = \underbrace{\kappa_p E_{t-1}\{\hat{R}_t^L + \hat{w}_t + \Psi\hat{y}_t\}}_{CMR_t} + \beta E_t\{\hat{\pi}_{t+1} - \alpha_p \hat{\pi}_t\},$$

FIG. 4-11: Décomposition du coût marginal réel



canal du CMP. Au regard du graphique 4-11, nous comprenons que la finalité de ces conditions est de parvenir à limiter et/ou retarder la baisse des coûts salariaux générée dans le cadre du canal du taux d'intérêt. Ainsi, Rabanal (2007) et Henzel et al. (2007) parviennent à générer un *price puzzle* avec leur modèle en imposant un degré de rigidité sur les salaires plus élevé que celui issu de leurs estimations. Les rigidités sur les salaires ne doivent cependant pas être considérées indépendamment des rigidités sur les prix. La réduction des effets du canal du taux d'intérêt demande plus précisément un accroissement des rigidités sur les salaires relativement à celles sur les prix de façon à limiter la diminution du salaire réel suite au choc de taux d'intérêt. Il est donc possible de parvenir à reproduire un *price puzzle*, soit en augmentant le degré de rigidité sur les salaires, soit en baissant le degré de rigidité sur les prix, soit en combinant ces deux types de restrictions³⁰. L'objectif commun de Rabanal (2007) et de Henzel et al. (2007) est d'évaluer si les restrictions pouvant générer un *price puzzle* sont rejetées ou non par les données. Leurs conclusions divergent sur ce point. Pour les Etats-Unis, Rabanal (2007) montre que son modèle contraint pour produire un *price puzzle* est rejeté par les données alors que pour la zone euro, Henzel et al. (2007) montrent que leur modèle contraint n'est pas rejeté par les données. Au-delà de la différence au niveau des économies considérées, cette divergence des conclusions pourrait également être liée à la différence des techniques utilisées pour estimer les modèles³¹.

Par ailleurs, la réduction à zéro des rigidités sur le taux des crédits ($\tau_L = 0$) n'est pas une restriction suffisante pour entraîner une réponse positive de l'inflation sur les premiers trimestres suivant un choc de taux d'intérêt (Hülsewig et al., 2006a). Cette restriction permet bien d'accroître les effets du canal du CMP relativement à ceux du canal du taux d'intérêt mais compte tenu de la relative faiblesse des rigidités lorsqu'elles sont estimées, leur restriction à zéro a une répercussion très faible sur le coût marginal.

³⁰Nous pouvons noter sur le graphique 4-9 que notre modèle génère un *price puzzle* dans le scénario où les rigidités sur les prix sont divisées par deux (alors que les rigidités sur les salaires sont conservées à leur niveau estimé).

³¹Henzel et al. (2007) utilisent l'approche de minimisation de la distance développée par Rotemberg et Woodford (1997) alors que Rabanal (2007) utilise une méthode d'estimation bayésienne.

De même, nous avons vu sur le graphique 4-10 que l'accroissement des rigidités sur le taux des crédits a des répercussions limitées sur les fonctions de réponse à un choc de taux d'intérêt.

Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons développé un petit modèle structurel pourvu de rigidités réelles et nominales afin d'évaluer la transmission des effets de la politique monétaire. Le modèle prend en particulier en compte le canal du CMP et intègre des intermédiaires financiers. Ces derniers sont en concurrence monopolistique et des rigidités nominales sur les taux des crédits se traduisent par un effet de *pass-through* du taux du marché monétaire sur le taux des crédits incomplet à court terme. Le modèle est estimé pour la zone euro sur la période 1991-2003 et pour les Etats-Unis sur la période 1965-2005 au moyen de l'approche de minimisation de la distance développée par Rotemberg et Woodford (1997). Cette dernière consiste à minimiser la distance entre les fonctions de réponse théoriques et empiriques à un choc de politique monétaire.

Les estimations montrent que le modèle théorique parvient à reproduire convenablement les fonctions de réponse empiriques à un choc de taux d'intérêt. Les rigidités sur les taux des crédits apparaissent significatives dans nos estimations, conduisant ainsi à un effet de *pass-through* incomplet à court terme. Tant pour les Etats-Unis que pour la zone euro, le taux de répercussion à un trimestre du taux du marché monétaire sur le taux des crédits est proche de 70%. Le modèle montre que le taux de répercussion n'est pas déterminé uniquement par le degré de rigidité sur les taux des crédits mais dépend également des anticipations des agents sur les sources d'inertie dans les évolutions du taux du marché monétaire. Les intermédiaires financiers ne considèrent donc pas les modifications du taux du marché monétaire simplement d'une façon ponctuelle et contemporaine mais anticipent que ces modifications vont être persistantes du fait du comportement de lissage de la banque centrale et de l'inertie dans les chocs de taux d'intérêt. D'après nos estimations, l'inertie du taux du marché monétaire est principa-

lement endogène au comportement de la banque centrale pour la zone euro et exogène à son comportement pour les Etats-Unis. Ainsi, bien que l'ampleur à un trimestre de l'effet de *pass-through* pour les Etats-Unis et la zone euro soit proche, le poids relatif de ses différents déterminants est sensiblement différent entre les deux zones. Un résultat également intéressant est que des rigidités élevées sur les taux d'intérêt des crédits ne conduisent pas nécessairement à un effet de *pass-through* de faible ampleur si les évolutions du taux du marché monétaire sont marquées par une forte inertie. En effet, dans cette situation, lorsqu'un intermédiaire financier réoptimise ses taux, il applique un taux de répercussion élevé dans la mesure où une forte inertie du taux du marché monétaire se manifesterait sur les prochaines périodes durant lesquelles il ne pourra pas réoptimiser ses taux.

Une analyse contrefactuelle nous a permis d'évaluer le rôle dans la transmission des effets de la politique monétaire de différentes rigidités nominales introduites par des processus à la Calvo (1983) sur les prix, les salaires et les taux d'intérêt des crédits. Il ressort de cette analyse que les rigidités sur les prix et sur les salaires sont complémentaires pour parvenir à une bonne représentation par le modèle théorique des effets sur l'ensemble des variables considérées d'un choc de politique monétaire. A l'inverse, les rigidités sur les taux des crédits apparaissent importantes uniquement pour reproduire l'effet de *pass-through* incomplet à court terme du taux du marché monétaire sur le taux des crédits. Ce dernier résultat s'explique par le rôle prépondérant joué par le canal du taux d'intérêt par rapport au canal du CMP dans la transmission des effets de la politique monétaire. Une décomposition du coût marginal de production montre en effet que ce dernier est peu affecté par les évolutions du taux d'intérêt sur les crédits.

Annexe du Chapitre 4

A Résolution des programmes des agents

A.1 L'intermédiaire représentatif sur le marché du travail

Le Lagrangien $\mathcal{L}(\cdot)$ associé à ce programme de maximisation peut s'écrire :

$$\mathcal{L}(h_t, h_{i,t}, \Upsilon_t^h) = W_t h_t - \int_0^1 W_{i,t} h_{i,t} di - \Upsilon_t^h \left[1 - \int_0^1 \left[\frac{h_{i,t}}{h_t} \right]^{\frac{\eta_h-1}{\eta_h}} di \right],$$

où Υ_t^h est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte représentée par l'équation (4.1).

Les trois conditions du premier ordre associées à ce programme sont données par :

$$W_t = \frac{\Upsilon_t^h}{h_t} \left(\frac{\eta_h - 1}{\eta_h} \right) \int_0^1 \left[\frac{h_{i,t}}{h_t} \right]^{\frac{\eta_h-1}{\eta_h}} di, \quad (\text{A.1})$$

$$W_{i,t} = \frac{\Upsilon_t^h}{h_t} \left(\frac{\eta_h - 1}{\eta_h} \right) \left[\frac{h_{i,t}}{h_t} \right]^{\frac{-1}{\eta_h}}, \quad (\text{A.2})$$

$$1 = \int_0^1 \left[\frac{h_{i,t}}{h_t} \right]^{\frac{\eta_h-1}{\eta_h}} di, \quad (\text{A.3})$$

où les équations (A.1), (A.2) et (A.3) sont respectivement les dérivées partielles du Lagrangien par rapport à h_t , $h_{i,t}$ et Υ_t^h .

La combinaison des équations (A.1), (A.2) et (A.3) permet d'obtenir la fonction de demande de travail de type i formulée par l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail :

$$h_{i,t} = \left[\frac{W_{i,t}}{W_t} \right]^{-\eta_h} h_t. \quad (\text{A.4})$$

La situation de concurrence de l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail implique la condition suivante :

$$W_t h_t = \int_0^1 W_{i,t} h_{i,t} di,$$

correspondant à une situation de profit nul, ce qui est équivalent à :

$$\int_0^1 \frac{W_{i,t}}{W_t} \frac{h_{i,t}}{h_t} di = 1. \quad (\text{A.5})$$

De plus l'équation (A.4) peut être formulée de la façon suivante :

$$\frac{h_{i,t}}{h_t} = \left[\frac{W_{i,t}}{W_t} \right]^{-\eta_h}.$$

L'équation (A.5) peut ainsi s'écrire :

$$\int_0^1 \left[\frac{W_{i,t}}{W_t} \right]^{1-\eta_h} di = 1,$$

ce qui est équivalent à :

$$W_t = \left[\int_0^1 [W_{i,t}]^{1-\eta_h} di \right]^{\frac{1}{1-\eta_h}}. \quad (\text{A.6})$$

A.2 Ménage réoptimisant son salaire

Pour un ménage ayant la possibilité de réoptimiser son salaire à la période t , le choix de son salaire $W_{i,t}^*$ maximisant sa fonction d'utilité définie par la fonction (4.3) sous sa contrainte budgétaire (équation (4.4)) et sous la contrainte de la fonction de demande de travail de type i (équation (4.2)), revient à choisir son salaire $W_{i,t}^*$ de façon à maximiser la fonction suivante :

$$\text{Max}_{\{W_{i,t}^*\}} \quad E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ \Lambda_{t+k} \frac{\vartheta_{t,t+k}^w W_{i,t}^*}{P_{t+k}} h_{i,t+k}^* - \mathbb{V}(h_{i,t+k}^*) \right\}, \quad (\text{A.7})$$

sous la contrainte de la fonction de demande de travail :

$$h_{i,t+k}^* = \left[\frac{\vartheta_{t,t+k}^w W_{i,t}^*}{W_{t+k}} \right]^{-\eta_h} h_{t+k}, \quad (\text{A.8})$$

où $h_{i,t+k}^*$ est l'offre de travail en $t+k$ du ménage de type i ayant réoptimisé son salaire pour la dernière fois en t et $\Lambda_{t+k} \equiv \lambda_{t+k} P_{t+k}$.

La CPO associée au choix du salaire $W_{i,t}^*$ est donnée par :

$$\begin{aligned} & E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ \Lambda_{t+k} (1 - \eta_h) \vartheta_{t,t+k}^w \frac{h_{i,t+k}^*}{P_{t+k}} + \eta_h \frac{h_{i,t+k}^*}{W_{i,t}^*} \mathbb{V}^h(h_{i,t+k}^*) \right\} = 0, \\ \Leftrightarrow & E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ h_{i,t+k}^* \left[\Lambda_{t+k} \vartheta_{t,t+k}^w \frac{W_{i,t}^*}{P_{t+k}} - \frac{\eta_h}{\eta_h - 1} \mathbb{V}^h(h_{i,t+k}^*) \right] \right\} = 0, \\ \Leftrightarrow & E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ h_{i,t+k}^* \left[\Lambda_{t+k} \frac{\vartheta_{t,t+k}^w}{\pi_{t,t+k}^w} \frac{w_{i,t}^*}{w_t} w_{t+k} - \frac{\eta_h}{\eta_h - 1} \mathbb{V}^h(h_{i,t+k}^*) \right] \right\} = 0, \quad (\text{A.9}) \end{aligned}$$

où $\pi_{t,t+k}^w \equiv W_{t+k}/W_t$, $w_t \equiv W_t/P_t$, $w_{i,t}^* \equiv W_{i,t}^*/P_t$ et $\mathbb{V}^h(\cdot)$ est la désutilité marginale au travail.

A.3 L'entreprise représentative de bien final

Le Lagrangien $\mathcal{L}(\cdot)$ associé à ce programme de maximisation peut s'écrire :

$$\mathcal{L}(y_t, y_{j,t}, \Upsilon_t^p) = P_t y_t - \int_0^1 P_{j,t} y_{j,t} dj - \Upsilon_t^p \left[1 - \int_0^1 \left[\frac{y_{j,t}}{y_t} \right]^{\frac{\eta_p-1}{\eta_p}} dj \right],$$

où Υ_t^p est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte représentée par l'équation (4.9).

Les trois conditions du premier ordre associées à ce programme sont données par :

$$P_t = \frac{\Upsilon_t^p}{y_t} \left(\frac{\eta_p - 1}{\eta_p} \right) \int_0^1 \left[\frac{y_{j,t}}{y_t} \right]^{\frac{\eta_p-1}{\eta_p}} dj, \quad (\text{A.10})$$

$$P_{j,t} = \frac{\Upsilon_t^p}{y_t} \left(\frac{\eta_p - 1}{\eta_p} \right) \left[\frac{y_{j,t}}{y_t} \right]^{\frac{-1}{\eta_p}}, \quad (\text{A.11})$$

$$1 = \int_0^1 \left[\frac{y_{j,t}}{y_t} \right]^{\frac{\eta_p-1}{\eta_p}} dj, \quad (\text{A.12})$$

où les équations (A.10), (A.11) et (A.12) sont respectivement les dérivées partielles du Lagrangien par rapport à y_t , $y_{j,t}$ et Υ_t^p .

La combinaison des équations (A.10), (A.11) et (A.12) permet d'obtenir la fonction de demande de bien intermédiaire de type j formulée par l'entreprise représentative de bien final :

$$y_{j,t} = \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\eta_p} y_t. \quad (\text{A.13})$$

La situation de concurrence de l'entreprise représentative de bien final implique la condition suivante :

$$P_t y_t = \int_0^1 P_{j,t} y_{j,t} dj,$$

correspondant à une situation de profit nul, ce qui est équivalent à :

$$\int_0^1 \frac{P_{j,t}}{P_t} \frac{y_{j,t}}{y_t} dj = 1 \quad (\text{A.14})$$

De plus l'équation (A.13) peut être formulée de la façon suivante :

$$\frac{y_{j,t}}{y_t} = \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\eta_p}.$$

L'équation (A.14) peut ainsi s'écrire :

$$\int_0^1 \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{1-\eta_p} dj = 1,$$

ce qui est équivalent à :

$$P_t = \left[\int_0^1 [P_{j,t}]^{1-\eta_p} dj \right]^{\frac{1}{1-\eta_p}}$$

A.4 Coût marginal des entreprises de biens intermédiaires

Le choix de la quantité de travail agrégé demandée par l'entreprise intermédiaire de type j est caractérisé par le programme de maximisation suivant :

$$\text{Max}_{\{h_{j,t}\}} \quad E_{t-1} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{P_{j,t} y_{j,t} - R_{j,t}^L P_t w_t h_{j,t}}{P_t} \right\}, \quad (\text{A.15})$$

sous la contrainte de la fonction de production :

$$y_{j,t} = [h_{j,t}]^\psi,$$

L'expression $\beta^t \lambda_{t+1}/\lambda_t$ représente la valeur de l'utilité marginale pour un ménage de recevoir une unité monétaire de profit supplémentaire pendant la période t .

La condition du premier ordre associée au choix du nombre d'unités de travail $h_{j,t}$ utilisées par l'entreprise intermédiaire de type j est donnée par :

$$-E_{t-1} \left\{ \beta^t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} R_{j,t}^L w_t + \beta^t \xi_{j,t}^\psi [h_{j,t}]^{\psi-1} \right\} = 0,$$

ce qui est équivalent à :

$$E_{t-1} \{ \Gamma_{j,t} \} = E_{t-1} \left\{ \frac{1}{\psi} R_{j,t}^L \frac{w_t h_{j,t}}{y_{j,t}} \right\}, \quad (\text{A.16})$$

où $\xi_{j,t}$ représente le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte représentée par la fonction de production et $\Gamma_{j,t} = \lambda_t \xi_{j,t} / \lambda_{t+1}$ représente le coût marginal réel.

Les rendements sont décroissants ($\psi < 1$) et les entreprises ont des relations durables avec des banques spécifiques. Des entreprises avec des productions différentes font donc

face à des coûts marginaux différents. Le coût marginal réel moyen supporté par les entreprises de biens intermédiaires est donné par :

$$\Gamma_t = \frac{1}{\psi} R_t^L \frac{w_t h_t}{y_t}. \quad (\text{A.17})$$

Nous pouvons en déduire que le rapport entre le coût marginal de l'entreprise intermédiaire de type j et le coût marginal moyen donne :

$$E_{t-1} \{\Gamma_{j,t}\} = E_{t-1} \left\{ \Gamma_t \frac{R_{j,t}^L}{R_t^L} \frac{h_{j,t}}{h_t} \frac{y_t}{y_{j,t}} \right\},$$

ce qui est équivalent à :

$$E_{t-1} \{\Gamma_{j,t}\} = E_{t-1} \left\{ \Gamma_t \left(\frac{L_t}{L_{j,t}} \right)^{\frac{1}{\eta_L}} \left(\frac{y_{j,t}}{y_t} \right)^{\frac{1}{\psi}} \frac{y_t}{y_{j,t}} \right\}, \quad (\text{A.18})$$

d'après l'équation (4.15) et la fonction de production des entreprises intermédiaires (équations (4.11)). De plus, les crédits servent à financer les salaires. Nous savons donc que $L_t = W_t h_t$ et $L_{j,t} = W_t h_{j,t}$. En utilisant également la fonction de production des entreprises intermédiaires, l'équation (A.18) devient donc :

$$E_{t-1} \{\Gamma_{j,t}\} = E_{t-1} \left\{ \Gamma_t \left(\frac{y_{j,t}}{y_t} \right)^{\frac{\eta_L(1-\psi)-1}{\eta_L \psi}} \right\}. \quad (\text{A.19})$$

A.5 Entreprise intermédiaire réoptimisant son prix

Pour une entreprise de bien intermédiaire de type j ayant la possibilité de réoptimiser son prix à la période t , le choix de son prix $P_{j,t}^*$ maximisant son profit intertemporel sous la contrainte de sa fonction de production (équation (4.11)) et sous la contrainte de la fonction de demande de bien intermédiaire de type j (équation (A.13)), revient à choisir son prix $P_{j,t}^*$ de façon à maximiser la fonction suivante :

$$\text{Max}_{\{P_{j,t}^*\}} E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_p)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left[\frac{\vartheta_{t,t+k}^p P_{j,t}^*}{P_{t+k}} y_{j,t+k}^* - C_{j,t+k}(y_{j,t+k}^*) \right] \right\}, \quad (\text{A.20})$$

sous la contrainte de la fonction de demande de bien intermédiaire :

$$y_{j,t+k}^* = \left[\frac{\vartheta_{t,t+k}^p P_{j,t}^*}{P_{t+k}} \right]^{-\eta_p} y_{t+k}, \quad (\text{A.21})$$

où $y_{j,t+k}^*$ est la production en $t+k$ de l'entreprise intermédiaire de type j ayant réoptimisé son prix pour la dernière fois en t et $C_{j,t+k}(y_{j,t+k}^*)$ est le coût réel associé à la production de $y_{j,t+k}^*$.

Le coût réel supporté par l'entreprise de bien intermédiaire de type j est donné par :

$$C_{j,t+k}(y_{j,t}) = R_{j,t}^L w_t h_{j,t} = R_{j,t}^L w_t [y_{j,t}]^{\frac{1}{\psi}},$$

et le coût marginal est donné par l'équation (A.16).

La condition du premier ordre associée au choix du prix $P_{j,t}^*$ est donnée par :

$$E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_p)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left[(1 - \eta_p) \frac{\vartheta_{t,t+k}^p}{P_{t+k}} y_{j,t+k}^* + \eta_p \frac{y_{j,t+k}^*}{P_{j,t}^*} \Gamma_{j,t+k}(y_{j,t+k}^*) \right] \right\},$$

ce qui est équivalent à :

$$E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_p)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} y_{j,t+k}^* \left[\frac{\vartheta_{t,t+k}^p}{\pi_{t,t+k}} \frac{P_{j,t}^*}{P_t} - \frac{\eta_p}{\eta_p - 1} \Gamma_{j,t+k}(y_{j,t+k}^*) \right] \right\}, \quad (\text{A.22})$$

où $\pi_{t,t+k} = P_{t+k}/P_t$.

A.6 L'intermédiaire financier réoptimisant son taux d'intérêt

Le programme d'une banque ayant la possibilité de réoptimiser son taux d'intérêt consiste donc à choisir son ton d'intérêt $R_{g,t}^{L^*}$ de façon à maximiser son profit intertemporel sous la contrainte de la fonction de demande de crédit (équation (4.15)). Ce programme de maximisation s'écrit donc de la façon suivante :

$$\text{Max}_{\{R_{g,t}^{L^*}\}} E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_L)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} (R_{g,t}^{L^*} - R_{t+k}^M) L_{g,t+k}^* \right\},$$

sous la contrainte :

$$L_{g,t+k}^* = \left(\frac{R_{g,t}^{L^*}}{R_{t+k}^L} \right)^{-\eta_L} L_{t+k}.$$

La condition du premier ordre associée à ce programme est donnée par :

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_L)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left[(1 - \eta_L) + \eta_L \frac{R_{t+k}^M}{R_{g,t}^{L^*}} \right] \left(\frac{R_{g,t}^{L^*}}{R_{t+k}^L} \right)^{-\eta_L} L_{t+k} \right\} = 0, \quad (\text{A.23})$$

ce qui est équivalent à :

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_L)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} (1 - \eta_L) \left[1 - \frac{\eta_L}{(\eta_L - 1)} \frac{R_{t+k}^M}{R_{g,t}^{L^*}} \right] L_{g,t+k}^* \right\} = 0, \quad (\text{A.24})$$

où $\frac{\eta_L}{(\eta_L - 1)}$ représente le taux de marge de la banque et $L_{g,t+k}^*$ représente les crédits en $t+k$ de la banque g ayant réoptimisé son taux d'intérêt pour la dernière fois en t .

A.7 Equilibre comptable

A l'équilibre symétrique, nous avons $D_{i,t} = D_t$, $Q_{i,t} = Q_t$, $c_{i,t} = c_t$, $W_{i,t} = W_t$, $h_{i,t} = h_t$, $R_{g,t}^L = R_t^L$, $L_{g,t} = L_t$, $P_{j,t} = P_t$, $y_{j,t} = y_t$, $\int_0^1 N_{i,t}^F di = \int_0^1 N_{j,t}^F dj = N_t^F$, $\int_0^1 N_{i,t}^{FI} di = \int_0^1 N_{j,t}^{FI} dj = N_t^{FI}$. La contrainte de ressource agrégée pour l'économie est donnée par :

$$\frac{D_t}{R_t^D} + Q_t + P_t c_t = Q_{t-1} + D_{t-1} + W_t h_t + N_t^F + N_t^{FI},$$

ce qui est équivalent à :

$$\frac{D_t}{R_t^M} + Q_t + P_t c_t = Q_{t-1} + D_{t-1} + P_t y_t + (1 - R_t^M) D_t + (1 - R_t^M) X_t.$$

La condition d'équilibre sur le marché de la monnaie est donnée par :

$$\frac{D_t}{R_t^M} + Q_t = Q_{t-1} + D_{t-1} + (1 - R_t^M) D_t + (1 - R_t^M) X_t.$$

La contrainte de ressource agrégée pour l'économie devient donc :

$$y_t = c_t. \quad (\text{A.25})$$

B Le modèle log-linéarisé

B.1 L'équation d'Euler

La CPO associée au choix de consommation des ménages (équation (4.5)) est donnée à l'équilibre symétrique par :

$$E_{t-1} \left\{ \frac{1}{c_t - bc_{t-1}} \right\} - \beta b E_{t-1} \left\{ \frac{1}{c_{t+1} - bc_t} \right\} - E_{t-1} \{ \Lambda_t \} = 0, \quad (\text{B.26})$$

où $\Lambda_t \equiv \lambda_t P_t$.

La log-linéarisation de l'équation (B.26) est donnée par :

$$\begin{aligned} E_{t-1} \{ \hat{c}_t \} [c] \left[-\frac{1}{(c - bc)^2} - \frac{\beta b^2}{(c - bc)^2} \right] + E_{t-1} \{ \hat{c}_{t-1} \} [c] \left[\frac{b}{(c - bc)^2} \right] \\ + E_{t-1} \{ \hat{c}_{t+1} \} [c] \left[\frac{\beta b}{(c - bc)^2} \right] = E_{t-1} \{ \hat{\Lambda}_t \} [\Lambda]. \end{aligned}$$

A l'état stationnaire, l'équation (B.26) donne :

$$\Lambda = \frac{1}{c - bc} - \frac{\beta b}{c - bc} = \frac{1 - \beta b}{c(1 - b)}.$$

La log-linéarisation de l'équation (B.26) devient donc :

$$-E_{t-1} \{\hat{c}_t\} \left[\frac{1 + \beta b^2}{1 - b} \right] + E_{t-1} \{\hat{c}_{t-1}\} \left[\frac{b}{1 - b} \right] + E_{t-1} \{\hat{c}_{t+1}\} \left[\frac{\beta b}{1 - b} \right] = E_{t-1} \{\hat{\Lambda}_t\} [1 - \beta b],$$

ce qui est équivalent à :

$$(1 + \beta b^2)E_{t-1} \{\hat{c}_t\} = bE_{t-1} \{\hat{c}_{t-1}\} + \beta bE_{t-1} \{\hat{c}_{t+1}\} - (1 - b)(1 - \beta b)E_{t-1} \{\hat{\Lambda}_t\}, \quad (\text{B.27})$$

ce qui est équivalent à :

$$E_{t-1} \{\hat{c}_t\} = \gamma E_{t-1} \{\hat{c}_{t-1}\} + \beta \gamma E_{t-1} \{\hat{c}_{t+1}\} - [1 - \gamma(1 + \beta)] E_{t-1} \{\hat{\Lambda}_t\},$$

où $\gamma \equiv b/(1 + \beta b^2)$.

B.2 Détermination des dépôts

La CPO associée au choix des dépôts des ménages (équation (4.7)) est donnée par :

$$-\Lambda_t E_t \{\pi_{t+1}\} + R_t^M \beta \Lambda_{t+1} = 0. \quad (\text{B.28})$$

Cette équation peut s'apparenter à l'équation de titre sans risque obtenue dans la situation où les ménages n'ont pas accès à des dépôts mais à des obligations pour épargner.

La log-linéarisation de l'équation (B.28) est donnée par :

$$-\hat{\Lambda}_t [\Lambda] [\pi] - E_t \{\hat{\pi}_{t+1}\} [\pi] [\Lambda] + E_t \{\hat{\Lambda}_{t+1}\} [\Lambda] [\beta R^M] + \hat{R}_t^M [R^M] [\beta \Lambda].$$

A l'état stationnaire, l'équation (B.28) donne :

$$\pi = \beta R^M.$$

La log-linéarisation de l'équation (B.28) devient donc :

$$\hat{\Lambda}_t = \hat{R}_t^M - E_t \{\hat{\pi}_{t+1}\} + E_t \{\hat{\Lambda}_{t+1}\}. \quad (\text{B.29})$$

B.3 La fonction de production

A l'équilibre symétrique, la fonction de production des entreprises de biens intermédiaires est donnée par :

$$y_t = h_t^\psi. \quad (\text{B.30})$$

La log-linéarisation de l'équation (B.30) est donnée par

$$\hat{y}_t = \psi \hat{h}_t.$$

B.4 L'inflation salariale

L'inflation salariale π_t^w est définie par :

$$\pi_t^w = \frac{W_t}{W_{t-1}}, \quad (\text{B.31})$$

où $W_t \equiv P_t w_t$.

La log-linéarisation de l'équation (B.31) est donnée par :

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t^w &= \hat{W}_t - \hat{W}_{t-1} \\ &= \hat{w}_t - \hat{P}_t - \hat{w}_{t-1} + \hat{P}_{t-1} \\ &= \hat{w}_t - \hat{w}_{t-1} + \hat{\pi}_t. \end{aligned}$$

B.5 L'équation de Phillips sur les salaires

La CPO associée au choix du salaire du ménage de type i ayant la possibilité de réoptimiser son salaire est donnée par l'équation (A.9) :

$$\mathbb{E}_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k h_{i,t+k}^* \left\{ \Lambda_{t+k} \frac{\vartheta_{t,t+k}^w}{\pi_{t,t+k}^w} \frac{w_{i,t}^*}{w_t} w_{t+k} - \frac{\eta_h}{\eta_h - 1} \mathbb{V}^h(h_{i,t+k}^*) \right\} = 0,$$

La log-linéarisation de l'équation (A.9) est donnée par :

$$\begin{aligned}
& E_{t-1} \left\{ \hat{w}_{i,t}^* \right\} [w_i^*] \left[\sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k h_i^* \Lambda \frac{\vartheta_k^w}{\pi_k^w} \right] + E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ \hat{\Lambda}_{t+k} \right\} [\Lambda] \left[h_i^* \frac{\vartheta_k^w}{\pi_k^w} w_i^* \right] \\
& + E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ \hat{w}_{t+k} \right\} [w] \left[h_i^* \Lambda \frac{\vartheta_k^w}{\pi_k^w} \frac{w_i^*}{w} \right] - E_{t-1} \left\{ \hat{w}_t \right\} [w] \left[\sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k h_i^* \Lambda \frac{\vartheta_k^w}{\pi_k^w} \frac{w_i^*}{w} \right] \\
& + E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ \hat{v}_{t,t+k}^w \right\} [v^w] \left[h_i^* \Lambda \frac{1}{\pi_k^w} w_i^* \right] - E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ \hat{\pi}_{t,t+k}^w \right\} [\hat{\pi}^w] \left[h_i^* \Lambda \frac{\vartheta_k^w}{(\pi_k^w)^2} w_i^* \right] \\
& + E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ \hat{h}_{i,t+k}^* \right\} [h_i^*] \left[\Lambda \frac{\vartheta_k^w}{\pi_k^w} w_i^* - \frac{\eta_h}{\eta_h - 1} \mathbb{V}^h(h_i^*) - h_i^* \frac{\eta_h}{\eta_h - 1} \mathbb{V}^{hh}(h_i^*) \right] = 0.
\end{aligned}$$

A l'état stationnaire, l'équation (A.9) donne :

$$\Lambda \frac{\vartheta_k^w}{\pi_k^w} w_i^* - \frac{\eta_h}{\eta_h - 1} \mathbb{V}^h(h_i^*) = 0.$$

La log-linéarisation de l'équation (A.9) est donc équivalent à :

$$E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ \hat{\Lambda}_{t+k} + \hat{w}_{i,t}^* + \hat{w}_{t+k} - \hat{w}_t + \hat{v}_{t,t+k}^w - \hat{\pi}_{t,t+k}^w - \omega_h \hat{h}_{i,t+k}^* \right\} = 0, \quad (\text{B.32})$$

avec $\omega_h = h_i^* \mathbb{V}^{hh}(h_i^*) / \mathbb{V}^h(h_i^*)$.

D'autre part, la log-linéarisation de la fonction de demande de travail formulée par l'intermédiaire représentatif sur le marché du travail (équation (A.8)) est donnée par :

$$\hat{h}_{i,t+k}^* = -\eta_h \left[\hat{v}_{t,t+k}^w + \hat{w}_{i,t}^* - \hat{w}_t - \hat{\pi}_{t,t+k}^w \right] + \hat{h}_{t+k}. \quad (\text{B.33})$$

La combinaison des équations (B.32) et (B.33) donne :

$$E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ \hat{\Lambda}_{t+k} + \hat{w}_{t+k} + (1 + \omega_h \eta_h) (\hat{w}_{i,t}^* - \hat{w}_t + \hat{v}_{t,t+k}^w - \hat{\pi}_{t,t+k}^w) - \omega_h \hat{h}_{t+k} \right\} = 0. \quad (\text{B.34})$$

Les ménages ayant la possibilité de réoptimiser leur salaire faisant tous face aux mêmes contraintes, nous pouvons nous placer à l'équilibre symétrique ($\hat{w}_{i,t}^* = \hat{w}_t$) et l'équation

(B.34) peut s'écrire :

$$\begin{aligned} & \mathbb{E}_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k (1 + \omega_h \eta_h) (\hat{w}_t - \hat{w}_t^*) \\ &= \mathbb{E}_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ \hat{\Lambda}_{t+k} + \hat{w}_{t+k} + (1 + \omega_h \eta_h) (\hat{\vartheta}_{t,t+k}^w - \hat{\pi}_{t,t+k}^w) - \omega_h \hat{h}_{t+k} \right\}, \end{aligned}$$

ce qui est équivalent à :

$$\begin{aligned} & \mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{w}_t - \hat{w}_t^* \} \\ &= \frac{1 - \beta \tau_h}{1 + \omega_h \eta_h} \mathbb{E}_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_h)^k \left\{ \hat{\Lambda}_{t+k} + \hat{w}_{t+k} + (1 + \omega_h \eta_h) (\hat{\vartheta}_{t,t+k}^w - \hat{\pi}_{t,t+k}^w) - \omega_h \hat{h}_{t+k} \right\}. \end{aligned} \quad (\text{B.35})$$

La quasi-différentiation de l'équation (B.35) est donnée par :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{w}_t - \hat{w}_t^* \} &= \frac{1 - \beta \tau_h}{1 + \omega_h \eta_h} \mathbb{E}_{t-1} \left\{ -\hat{\Lambda}_t - \hat{w}_t + \omega_h \hat{h}_t \right\} + \beta \tau_h \mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{w}_{t+1}^* - \hat{w}_{t+1} \} \\ &\quad + \beta \tau_h (1 - \beta \tau_h) \mathbb{E}_{t-1} \sum_{k=1}^{\infty} (\beta \tau_h)^{k-1} \{ \hat{\pi}_{t+1}^w - \alpha_w \hat{\pi}_t \} \end{aligned}$$

avec $\hat{\pi}_{t+1}^w \equiv \hat{\pi}_{t,t+k}^w - \hat{\pi}_{t+1,t+k}^w$ et $\hat{\vartheta}_{t,t+k}^w - \hat{\vartheta}_{t+1,t+k}^w \equiv \alpha_w \hat{\pi}_t$.

L'indice de travail agrégé est donné par :

$$h_t = (1 - \tau_h) \left(\frac{w_t^*}{w_t} \right)^{1-\eta_h} h_t + \tau_h \left(\frac{(\pi)^{1-\alpha_w} (\pi_{t-1})^{\alpha_w}}{\pi_t^w} \right)^{1-\eta_h} h_t.$$

La log-linéarisation de cette équation est donnée par :

$$\hat{w}_t^* - \hat{w}_t = \frac{\tau_h}{1 - \tau_h} (\hat{\pi}_t^w - \alpha_w \hat{\pi}_{t-1}) \quad (\text{B.36})$$

La combinaison des équations (B.35) et (B.36) donne :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{\pi}_t^w - \alpha_w \hat{\pi}_{t-1} \} &= \frac{1 - \tau_h}{\tau_h} \frac{1 - \beta \tau_h}{1 + \omega_h \eta_h} \mathbb{E}_{t-1} \left\{ -\hat{\Lambda}_t - \hat{w}_t + \omega_h \hat{h}_t \right\} + \beta \tau_h \mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{\pi}_{t+1}^w - \alpha_w \hat{\pi}_t \} \\ &\quad + \beta (1 - \beta \tau_h) \frac{1 - \tau_h}{1 - \beta \tau_h} \mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{\pi}_{t+1}^w - \alpha_w \hat{\pi}_t \} \end{aligned}$$

ce qui est équivalent à :

$$\mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{\pi}_t^w - \alpha_w \hat{\pi}_{t-1} \} = \kappa_w \mathbb{E}_{t-1} \{ \omega_h \hat{h}_t - \hat{w}_t - \hat{\Lambda}_t \} + \beta \mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{\pi}_{t+1}^w - \alpha_w \hat{\pi}_t \},$$

avec $\kappa_w \equiv \frac{1 - \tau_h}{\tau_h} \frac{1 - \beta\tau_h}{1 + \omega_h\eta_h}$.

B.6 L'équation de Phillips sur les prix

La CPO associée au choix du prix de l'entreprise intermédiaire de type j ayant la possibilité de réoptimiser son prix est donnée par l'équation (A.22) :

$$E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\tau_p)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} y_{j,t+k}^* \left[\frac{\delta_{t,t+k}^p}{\pi_{t,t+k}} p_{j,t}^* - \frac{\eta_p}{\eta_p - 1} \Gamma_{j,t+k} \right] \right\} = 0,$$

où $p_{j,t}^* = P_{j,t}^*/P_t$.

Ce qui, d'après l'équation (A.19), est équivalent à :

$$E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\tau_p)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} y_{j,t+k}^* \left[\frac{\delta_{t,t+k}^p}{\pi_{t,t+k}} p_{j,t}^* - \frac{\eta_p}{\eta_p - 1} \Gamma_{t+k} \left(\frac{y_{j,t+k}^*}{y_{t+k}} \right)^{\frac{\eta_L(1-\psi)-1}{\eta_L\psi}} \right] \right\} = 0,$$

La log-linéarisation de l'équation (A.22) est donnée par :

$$\begin{aligned} & \hat{p}_{j,t}^*[p_j^*] E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\tau_p)^k y_j^* \frac{\delta_k^p}{\pi_k} + E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\tau_p)^k \left\{ \hat{\vartheta}_{t,t+k}^p \right\} [\delta_k^p] \left[y_j^* \frac{1}{\pi_k} p_j^* \right] \\ & - E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\tau_p)^k \left\{ \hat{\pi}_{t,t+k} \right\} [\pi_k] \left[y_j^* \frac{\delta_k^p}{(\pi_k)^2} p_j^* \right] \\ & - E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\tau_p)^k \left\{ \hat{\Gamma}_{t,t+k} \right\} [\Gamma] \left[y_j^* \frac{\eta_p}{\eta_p - 1} \left(\frac{y_j^*}{y} \right)^{\frac{\eta_L(1-\psi)-1}{\eta_L\psi}} \right] \\ & - E_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\tau_p)^k \left\{ \hat{y}_{j,t+k}^* - \hat{y}_{t+k} \right\} \left[\frac{\eta_L(1-\psi)-1}{\eta_L\psi} y_j^* \frac{\eta_p}{\eta_p - 1} \Gamma \left(\frac{y_j^*}{y} \right)^{\frac{\eta_L(1-\psi)-1}{\eta_L\psi}} \right] = 0, \end{aligned}$$

où π_k , δ_k^p et Γ sont respectivement les valeurs de $\pi_{t,t+k}$, $\delta_{t,t+k}^p$ et Γ_{t+k} à l'état stationnaire.

A l'état stationnaire, l'équation (A.22) donne :

$$\frac{\delta_k^p}{\pi_k} p_j^* - \frac{\eta_p}{\eta_p - 1} \Gamma \left(\frac{y_j^*}{y} \right)^{\frac{\eta_L(1-\psi)-1}{\eta_L\psi}} = 0.$$

La log-linéarisation de l'équation (A.22) est donc équivalente à :

$$\mathbb{E}_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_p)^k \left\{ \hat{\vartheta}_{t,t+k}^p + \hat{p}_{j,t}^* - \hat{\pi}_{t,t+k} - \hat{\Gamma}_{t+k} - \frac{\eta_L(1-\psi)-1}{\eta_L\psi} (\hat{y}_{j,t+k}^* - \hat{y}_{t+k}) \right\} = 0. \quad (\text{B.37})$$

Nous pouvons noter, d'une part que la log-linéarisation du coût marginal moyen Γ_t défini par l'équation (A.17) est donnée par :

$$\hat{\Gamma}_{t+k} = \hat{R}_{t+k}^L + \hat{w}_{t+k} + \hat{h}_{t+k} - \hat{y}_{t+k} = \hat{R}_{t+k}^L + \hat{w}_{t+k} + \frac{1-\psi}{\psi} \hat{y}_{t+k}, \quad (\text{B.38})$$

et d'autre part que la log-linéarisation de la fonction de demande de bien intermédiaire de type j formulée par l'entreprise représentative de bien final (équation (A.21)) est donnée par :

$$\hat{y}_{j,t+k}^* = -\eta_p \left[\hat{\vartheta}_{t,t+k}^p + \hat{p}_{j,t}^* - \hat{\pi}_{t,t+k} \right] + \hat{y}_{t+k}. \quad (\text{B.39})$$

La combinaison des équations (B.37), (B.38) et (B.39) donne :

$$\mathbb{E}_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_p)^k \left\{ \hat{\vartheta}_{t,t+k}^p + \hat{p}_{j,t}^* - \hat{\pi}_{t,t+k} - \hat{R}_{t+k}^L - \hat{w}_{t+k} - \Psi \hat{y}_{t+k} + \Phi \left[\hat{\vartheta}_{t,t+k}^p + \hat{p}_{j,t}^* - \hat{\pi}_{t,t+k} \right] \right\} = 0, \quad (\text{B.40})$$

avec $\Psi \equiv \frac{1-\psi}{\psi}$ et $\Phi \equiv \frac{\eta_p [\eta_L(1-\psi)-1]}{\eta_L\psi}$.

Les entreprises intermédiaires ayant la possibilité de réoptimiser leur prix faisant toutes face aux mêmes contraintes, nous pouvons nous placer à l'équilibre symétrique ($\hat{p}_{j,t}^* = \hat{p}_t^*$) et l'équation (B.40) peut s'écrire :

$$\frac{1+\Phi}{1-\beta\tau_p} \mathbb{E}_{t-1} \{\hat{p}_t^*\} = \mathbb{E}_{t-1} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_p)^k \left\{ \hat{R}_{j,t+k}^L + \hat{w}_{t+k} + \Psi \hat{y}_{t+k} - (1+\Phi)(\hat{\vartheta}_{t,t+k}^p - \hat{\pi}_{t,t+k}) \right\}. \quad (\text{B.41})$$

La quasi-différentiation de l'équation (B.41) est donnée par :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_{t-1} \{\hat{p}_t^*\} &= \frac{1-\beta\tau_p}{1+\Phi} \mathbb{E}_{t-1} \left\{ \hat{R}_{j,t}^L + \hat{w}_t + \Psi \hat{y}_t \right\} \\ &\quad + \beta\tau_p(1-\beta\tau_p) \mathbb{E}_{t-1} \sum_{k=1}^{\infty} (\beta \tau_h)^{k-1} \{ \hat{\pi}_{t+1} - \alpha_p \hat{\pi}_t \} + \beta\tau_p \mathbb{E}_{t-1} \{\hat{p}_{t+1}^*\}. \end{aligned} \quad (\text{B.42})$$

avec $\hat{\pi}_{t+1} = \hat{\pi}_{t,t+k} - \hat{\pi}_{t+1,t+k}$ et $\hat{\vartheta}_{t,t+k}^p - \hat{\vartheta}_{t+1,t+k}^p = \alpha_p \hat{\pi}_t$

La log linéarisation de l'indice de prix agrégé donne :

$$\hat{p}_t^* = \frac{\tau_p}{1-\tau_p} (\hat{\pi}_t - \alpha_p \hat{\pi}_{t-1}).$$

L'équation (B.42) devient donc :

$$\mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{\pi}_t - \alpha_p \hat{\pi}_{t-1} \} = \frac{1 - \tau_p}{\tau_p} \frac{1 - \beta \tau_p}{1 + \Phi} \mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{R}_{j,t}^L + \hat{w}_t + \Psi \hat{y}_t \} + \beta \mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{\pi}_{t+1} - \alpha_p \hat{\pi}_t \},$$

ce qui est équivalent à :

$$\mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{\pi}_t - \alpha_p \hat{\pi}_{t-1} \} = \kappa_p \mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{R}_{j,t}^L + \hat{w}_t + \Psi \hat{y}_t \} + \beta \mathbb{E}_{t-1} \{ \hat{\pi}_{t+1} - \alpha_p \hat{\pi}_t \},$$

$$\text{où } \kappa_p \equiv \frac{1 - \tau_p}{\tau_p} \frac{1 - \beta \tau_p}{1 + \Phi} \equiv \frac{1 - \tau_p}{\tau_p} \frac{(1 - \beta \tau_p) \eta_L \psi}{\eta_L \psi + \eta_p [\eta_L (1 - \psi) - 1]}.$$

B.7 Le taux d'intérêt sur les crédits

Les banques font face à des frictions nominales à la Calvo (1983). Le taux d'intérêt agrégé R_t^L sur les crédits évolue donc chaque période comme une moyenne pondérée. Une fraction $(1 - \tau_L)$ des banques ont la possibilité de réoptimiser leur taux d'intérêt sur les crédits qu'elles accordent et une fraction τ_L des banques conservent le taux d'intérêt de la période passée R_{t-1}^L . Le taux d'intérêt agrégé obtenu avec une fonction à la Dixit-Stiglitz est donné par :

$$\begin{aligned} R_t^L &= \left[\int_0^1 (R_{g,t}^{L*})^{1-\eta_L} dg + \int_0^1 (R_{g,t-1}^L)^{1-\eta_L} dg \right]^{\frac{1}{1-\eta_L}} \\ &= \left[(1 - \tau_L) (R_{g,t}^{L*})^{1-\eta_L} + \tau_L (R_{g,t-1}^L)^{1-\eta_L} \right]^{\frac{1}{1-\eta_L}} \end{aligned} \quad (\text{B.43})$$

où $R_{g,t}^{L*}$ est le taux d'intérêt sur les crédits réoptimisé sur la période t .

La condition du premier ordre de la banque est donnée par l'équation (A.23) :

$$\mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_L)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} (1 - \eta_L) \left[1 - \frac{\eta_L}{(\eta_L - 1)} \frac{R_{t+k}^M}{R_{g,t}^{L*}} \right] L_{g,t+k}^* \right\} = 0,$$

ce qui est équivalent à :

$$R_{g,t}^{L*} \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_L)^k \left\{ \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} (R_{t+k}^L)^{\eta_L} L_{t+k} \right\} = \frac{\eta_L}{\eta_L - 1} \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_L)^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \{ (R_{t+k}^L)^{\eta_L} L_{t+k} R_{t+k}^M \}, \quad (\text{B.44})$$

La log-linéarisation de cette CPO, en supposant que les banques font face au même coût marginal (c'est-à-dire en se plaçant à l'équilibre symétrique), est donnée par :

$$\hat{R}_t^{L*} [R^{L*}] \left[\sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_L)^k (R^L)^{\eta_L} L \right] = E_t \sum_{k=0}^{\infty} \left\{ \hat{R}_{t+k}^M \right\} [R^M] \left[\frac{\eta_L}{\eta_L - 1} (\beta \tau_L)^k (R^L)^{\eta_L} L \right]. \quad (\text{B.45})$$

A l'équilibre stationnaire, l'équation (B.44) nous donne la relation suivante :

$$R^{L*} (R^L)^{\eta_L} L = \frac{\eta_L}{\eta_L - 1} (R^L)^{\eta_L} L R^M.$$

L'équation (B.45) devient donc :

$$\hat{R}_t^{L*} \left[\sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_L)^k \right] = E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_L)^k \{ \hat{R}_{t+k}^M \},$$

ce qui est équivalent à³² :

$$\begin{aligned} \hat{R}_t^{L*} &= (1 - \beta \tau_L) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \tau_L)^k \{ \hat{R}_{t+k}^M \} \\ &= (1 - \beta \tau_L) \hat{R}_t^M + \beta \tau_L E_t \{ \hat{R}_{t+1}^{L*} \}. \end{aligned} \quad (\text{B.46})$$

D'autre part, la log-linéarisation de l'équation (B.43) est donnée par :

$$\hat{R}_t^{L*} = \frac{1}{1 - \tau_L} \hat{R}_t^L - \frac{\tau_L}{1 - \tau_L} \hat{R}_{t-1}^L, \quad (\text{B.47})$$

ce qui est équivalent à la période $t + 1$ à :

$$E_t \{ \hat{R}_{t+1}^{L*} \} = \frac{1}{1 - \tau_L} E_t \{ \hat{R}_{t+1}^L \} - \frac{\tau_L}{1 - \tau_L} \hat{R}_t^L. \quad (\text{B.48})$$

La combinaison des équations (B.46), (B.47) et (B.48) permet d'obtenir :

$$\hat{R}_t^L = \frac{\beta \tau_L}{1 + \beta (\tau_L)^2} E_t \{ \hat{R}_{t+1}^L \} + \frac{\tau_L}{1 + \beta (\tau_L)^2} \hat{R}_{t-1}^L + \frac{(1 - \beta \tau_L)(1 - \tau_L)}{1 + \beta (\tau_L)^2} \hat{R}_t^M, \quad (\text{B.49})$$

³²D'après les propriétés d'une somme à l'infini des termes d'une suite géométrique de raison $\beta \tau_L$ inférieure à 1, nous avons : $\sum_{i=0}^{\infty} (\beta \tau_L)^i = \frac{1}{1 - \beta \tau_L}$

ce qui est équivalent à :

$$\hat{R}_t^L - \hat{R}_{t-1}^L = \beta \left[E_t \{ \hat{R}_{t+1}^L \} - \hat{R}_t^L \right] - \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)}{\tau_L} \left[\hat{R}_t^L - \hat{R}_t^M \right]. \quad (\text{B.50})$$

B.8 Equilibre comptable

La log-linéarisation de la contrainte de ressource agrégée pour l'économie (équation (A.25)) est donnée par :

$$\hat{y}_t = \hat{c}_t.$$

C Résumé du modèle

L'équation d'Euler :

$$E_{t-1} \{ \hat{y}_t \} = \gamma E_{t-1} \{ \hat{y}_{t-1} \} + \beta \gamma E_{t-1} \{ \hat{y}_{t+1} \} - [1 - \gamma(1 + \beta)] E_{t-1} \{ \hat{\Lambda}_t \}.$$

L'équation de titre sans risque :

$$\hat{\Lambda}_t = \hat{R}_t^M - E_t \{ \hat{\pi}_{t+1} \} + E_t \{ \hat{\Lambda}_{t+1} \}.$$

L'inflation salariale :

$$\hat{\pi}_t^w = \hat{w}_t - \hat{w}_{t-1} + \hat{\pi}_t.$$

L'équation de Phillips sur les salaires :

$$E_{t-1} \{ \hat{\pi}_t^w - \alpha_w \hat{\pi}_{t-1} \} = \kappa_w E_{t-1} \left\{ \omega_h \hat{y}_t / \psi - \hat{w}_t - \hat{\Lambda}_t \right\} + \beta E_{t-1} \{ \hat{\pi}_{t+1}^w - \alpha_w \hat{\pi}_t \},$$

L'équation de Phillips sur les prix :

$$E_{t-1} \{ \hat{\pi}_t - \alpha_p \hat{\pi}_{t-1} \} = \kappa_p E_{t-1} \{ \hat{R}_t^L + \hat{w}_t + \Psi \hat{y}_t \} + \beta E_{t-1} \{ \hat{\pi}_{t+1} - \alpha_p \hat{\pi}_t \}.$$

Le taux d'intérêt sur les crédits :

$$\hat{R}_t^L - \hat{R}_{t-1}^L = \beta E_t \{ \hat{R}_{t+1}^L \} - \beta \hat{R}_t^L - \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)}{\tau_L} [\hat{R}_t^L - \hat{R}_t^M].$$

La règle de politique monétaire :

$$\hat{R}_t^M = \rho_r \hat{R}_{t-1}^M + (1 - \rho_r) [r_\pi \hat{\pi}_t + r_y \hat{y}_t] + \varepsilon_t.$$

D Sources des données

D.1 Données pour la zone euro

Les séries utilisées pour la zone euro sont : le PIB réel, le crédit réel, l'inflation salariale, l'inflation, le taux du marché monétaire et le taux sur les crédits.

Le PIB réel correspond au log de la série YER dans la base AWM. L'inflation salariale correspond à la différence première du log de la série WRN dans la base AWM. L'inflation correspond à la différence première du log de la série YED (*GDP deflator*) dans la base AWM. Le taux du marché monétaire correspond à la série STN exprimée en base trimestrielle. Le taux sur les crédits correspond à la série utilisée par Hülsewig et al (2006a) et correspond à la moyenne du taux à moins d'un an et du taux à plus d'un an sur les crédits accordés aux entreprises. Cette série est exprimée en base trimestrielle. La BCE propose des données mensuelles rétropolées depuis 1983 pour la zone euro sur les agrégats de crédit. La série de crédit utilisée représente le stock de crédit offert par les IFM au secteur privé résident (hors IFM). Son code est BSI.M.U2.N.U.A20.A.1.U2.2200.Z01.E. Nous utilisons le log de la moyenne trimestrielle de cette série divisée par la série YED de la base AWM.

Les données utilisées pour estimer le VAR sur la zone euro sont corrigées de leur tendance. Nous considérons une tendance linéaire pour le PIB réel, l'inflation salariale, l'inflation, le taux du marché monétaire et le taux sur les crédits. Le crédit réel est corrigé d'une tendance quadratique.

D.2 Données pour les Etats-Unis

Les séries utilisées pour les Etats-Unis sont : le PIB réel, le crédit réel, l'inflation salariale, l'inflation, le taux du marché monétaire, le taux sur les crédits et le prix des matières premières.

Le PIB réel correspond au log du PIB en valeur de la base du FMI (série 11199B.CZF) divisé par le déflateur du PIB de la base du FMI (série 11199BIRZF). Le crédit réel correspond au log de la série *core loans* (*C&I + consumer + real estate*) des banques commerciales de la base de la Federal Reserve (séries bcablcc_ba.m, bcablci_ba.m et bcablcr_ba.m) divisé par déflateur du PIB de la base du FMI. L'inflation salariale correspond à la différence première du log du salaire horaire moyen hors secteur agricole de la base du BLS (*Bureau of Labor Statistics*, série PRS85006101). L'inflation correspond à la différence première du log du déflateur du PIB de la base du FMI. Le taux d'intérêt sur le marché monétaire correspond à la série du *Fed fund rate* de la base du FMI (série 11160B..ZF). Le taux sur les crédits correspond à la série *bank prime loan rate* de la base du FMI (série 11160P..ZF). Le prix des matières premières correspond au log de l'indice de prix au comptant des matières premières de la base CRB (*Commodity Research Bureau*, série *CRB raw industrials*).

Le PIB réel et le crédit réel sont corrigés d'une tendance linéaire.

FIG. 4-12: Données pour la zone Euro

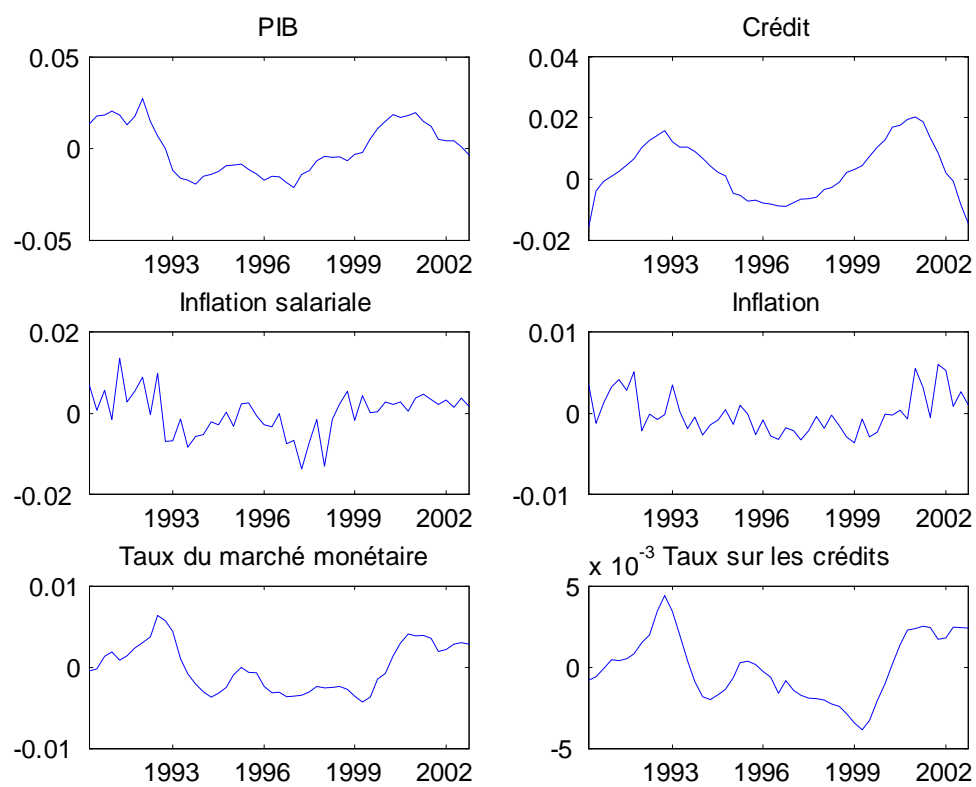
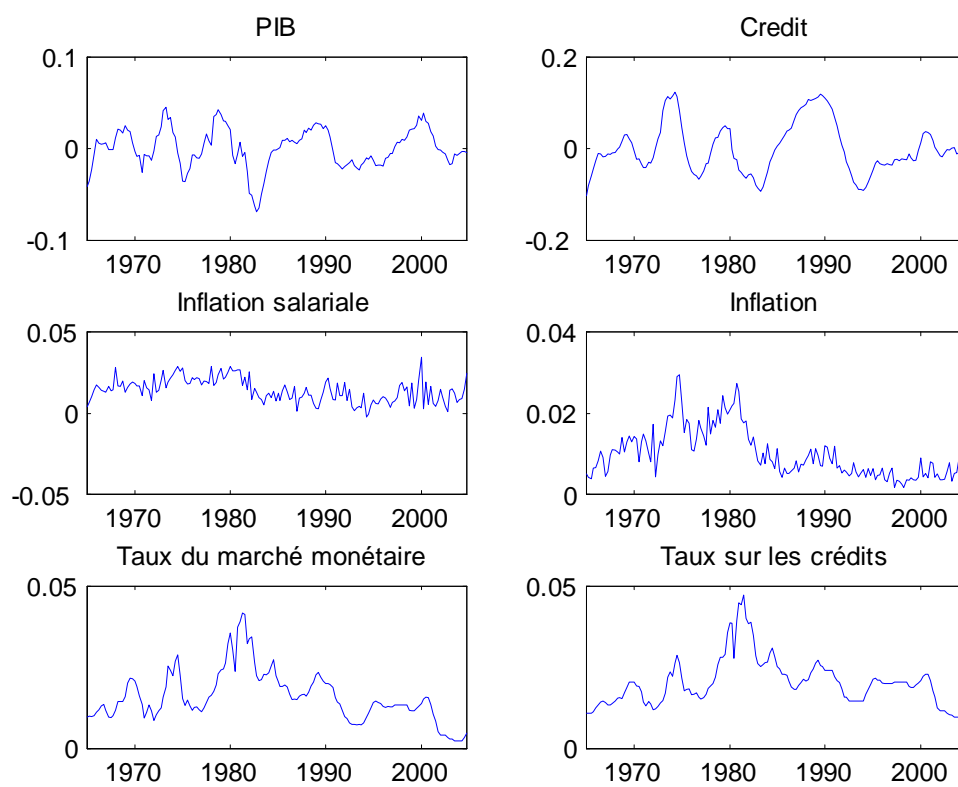


FIG. 4-13: Données pour les Etats-Unis



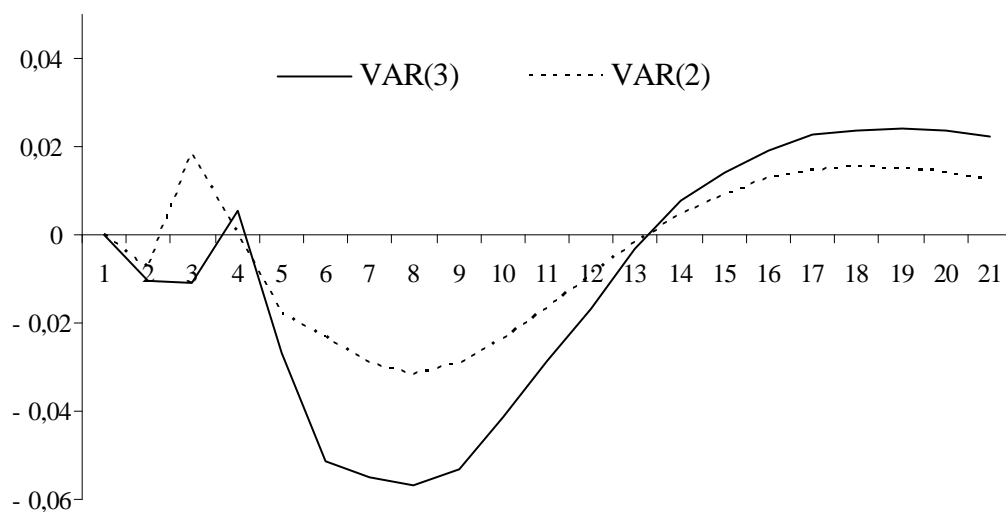
E Tests de spécification des modèles VAR

E.1 VAR pour la zone euro

TAB. 4.4: Matrice des corrélations croisées des résidus du VAR(3)

| | y_t | l_t | π_t^w | π_t | R_t^M | R_t^L |
|-----------|-------|-------|-----------|---------|---------|---------|
| y_t | 1 | | | | | |
| l_t | 0,28 | 1 | | | | |
| π_t^w | -0,03 | 0,11 | 1 | | | |
| π_t | -0,07 | -0,28 | -0,09 | 1 | | |
| R_t^M | 0,13 | 0,18 | -0,11 | -0,42 | 1 | |
| R_t^L | 0,01 | 0,28 | -0,15 | -0,23 | 0,74 | 1 |

FIG. 4-14: Réponse de l'inflation à un choc de politique monétaire



TAB. 4.5: Tests sur les résidus du VAR(3)

| | Résidus des équations | | | | | |
|--|-----------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|------------------|
| | y_t | l_t | π_t^w | π_t | R_t^M | R_t^L |
| <hr/> | | | | | | |
| Autocorrélation à l'ordre : | | | | | | |
| 1 | -0,052 | -0,006 | 0,004 | -0,017 | 0,005 | -0,116 |
| 2 | -0,117 | 0,0312 | -0,094 | 0,078 | 0,061 | 0,067 |
| 3 | -0,106 | -0,116 | -0,020 | 0,005 | -0,100 | -0,088 |
| 4 | -0,199 | -0,055 | -0,032 | -0,136 | -0,018 | 0,156 |
| Ecart-type asymptotique : 0,144 | | | | | | |
| <hr/> | | | | | | |
| Test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey : | | | | | | |
| Ordre 1 : LM stat (p -stat) | 0,502 (0,478) | 0,011 (0,914) | 0,006 (0,933) | 0,073 (0,786) | 0,021 (0,884) | 4,359 (0,036) |
| Ordre 1 à 4 : LM stat (p -stat) | 8,766 (0,067) | 2,445 (0,654) | 3,363 (0,498) | 3,937 (0,414) | 1,603 (0,808) | 6,774 (0,148) |
| <hr/> | | | | | | |
| Test d'hétéroscédasticité : | | | | | | |
| Statistique de White (p -stat) | 36,66 (0,438) | 43,26 (0,188) | 42,36 (0,215) | 38,81 (0,344) | 39,85 (0,302) | 35,60 (0,487) |
| <hr/> | | | | | | |
| Test de normalité* : | | | | | | |
| Skewness (p -stat) | 0,154 (0,662) | -0,221 (0,531) | 0,000 (0,999) | 0,019 (0,957) | -0,150 (0,670) | 0,056 (0,873) |
| Kurtosis (p -stat) | 0,998 (0,004) | 1,130 (0,008) | 1,419 (0,025) | 0,970 (0,004) | 0,903 (0,003) | 1,277 (0,014) |
| Jarque-Bera (p -stat) | 8,204 (0,016) | 7,379 (0,025) | 4,997 (0,082) | 8,237 (0,016) | 8,972 (0,011) | 5,956 (0,050) |
| <hr/> | | | | | | |
| Tests joints sur les résidus du VAR : | | | | | | |
| Test d'autocorrélation à l'ordre 1 : LM stat | = 46,45 | | | | | |
| | (p -stat) | (0,113) | | | | |
| Test d'hétéroscédasticité : White stat | = 787,33 | | | | | |
| | (p -stat) | (0,208) | | | | |
| Test de normalité : Jarque-Bera | = 43,74 | | | | | |
| | (p -stat) | (0,000) | | | | |

* : dans un cadre multivarié, le test de Jarque-Bera s'applique sur des résidus orthogonaux. La décomposition de Cholesky est utilisée afin d'obtenir des résidus orthogonaux.

Note : l'hypothèse nulle pour le test de Breusch-Godfrey est l'absence d'autocorrélation ; l'hypothèse nulle pour le test de White est l'absence d'hétéroscédasticité ; l'hypothèse nulle pour le test de Jarque-Bera est la normalité.

TAB. 4.6: Tests sur les résidus du VAR(2)

| | Résidus des équations | | | | | |
|--|-----------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|------------------|
| | y_t | l_t | π_t^w | π_t | R_t^M | R_t^L |
| Autocorrélation à l'ordre : | | | | | | |
| 1 | -0,065 | -0,069 | -0,072 | -0,003 | 0,082 | -0,038 |
| 2 | -0,260 | 0,289 | -0,016 | -0,054 | 0,061 | -0,024 |
| 3 | 0,058 | -0,042 | 0,078 | 0,107 | -0,126 | -0,053 |
| 4 | -0,057 | 0,047 | -0,036 | -0,145 | -0,096 | -0,001 |
| Ecart-type asymptotique : 0,142 | | | | | | |
| Test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey : | | | | | | |
| Ordre 1 : LM stat (p -stat) | 1,501 (0,220) | 0,555 (0,456) | 1,435 (0,230) | 0,006 (0,935) | 1,141 (0,285) | 0,147 (0,700) |
| Ordre 1 à 4 : LM stat (p -stat) | 11,618 (0,020) | 6,826 (0,145) | 1,488 (0,828) | 3,058 (0,548) | 3,409 (0,491) | 0,684 (0,953) |
| Test d'hétéroscédasticité : | | | | | | |
| Statistique de White (p -stat) | 25,96 (0,355) | 22,85 (0,528) | 20,44 (0,671) | 28,48 (0,240) | 35,96 (0,055) | 32,53 (0,114) |
| Test de normalité* : | | | | | | |
| Skewness (p -stat) | 0,188 (0,590) | -0,459 (0,189) | -0,314 (0,369) | 0,011 (0,973) | -0,181 (0,603) | 0,129 (0,710) |
| Kurtosis (p -stat) | 1,498 (0,031) | 1,732 (0,070) | 1,974 (0,142) | 1,776 (0,080) | 1,779 (0,081) | 2,083 (0,190) |
| Jarque-Bera (p -stat) | 4,894 (0,086) | 5,003 (0,081) | 2,954 (0,228) | 3,055 (0,217) | 3,312 (0,190) | 1,852 (0,396) |
| Tests joints sur les résidus du VAR : | | | | | | |
| Test d'autocorrélation à l'ordre 1 : LM stat = 36,91 (p -stat) (0,426) | | | | | | |
| Test d'hétéroscédasticité : White stat = 530,78 (p -stat) (0,197) | | | | | | |
| Test de normalité : Jarque-Bera = 21,07 (p -stat) (0,049) | | | | | | |

* : dans un cadre multivarié, le test de Jarque-Bera s'applique sur des résidus orthogonaux. La décomposition de Cholesky est utilisée afin d'obtenir des résidus orthogonaux.

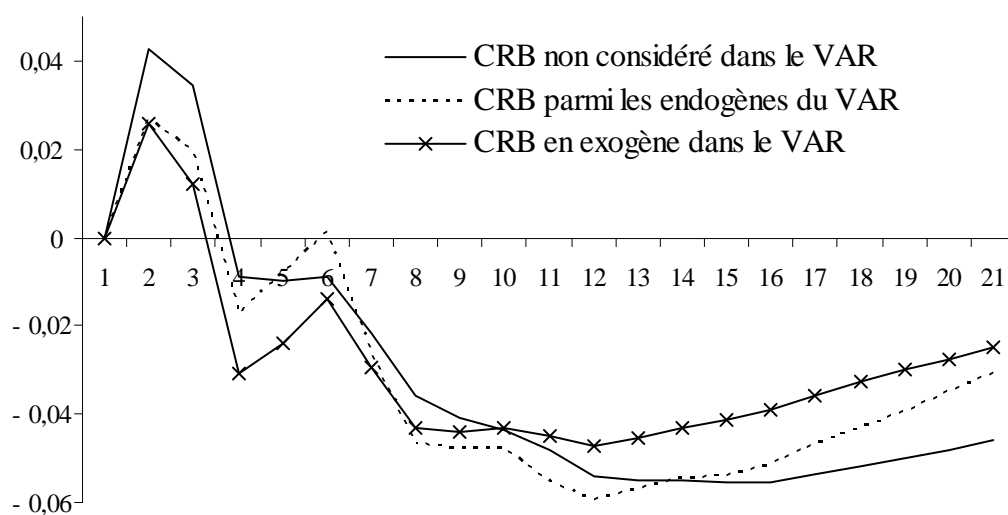
Note : l'hypothèse nulle pour le test de Breusch-Godfrey est l'absence d'autocorrélation ; l'hypothèse nulle pour le test de White est l'absence d'hétéroscédasticité ; l'hypothèse nulle pour le test de Jarque-Bera est la normalité.

E.2 VAR pour les Etats-Unis

TAB. 4.7: Matrice des corrélations croisées des résidus

| | y_t | l_t | π_t^w | π_t | R_t^M | R_t^L | CRB_t |
|-----------|-------|-------|-----------|---------|---------|---------|---------|
| y_t | 1 | | | | | | |
| l_t | 0,41 | 1 | | | | | |
| π_t^w | 0,10 | 0,03 | 1 | | | | |
| π_t | -0,01 | -0,11 | 0,21 | 1 | | | |
| R_t^M | 0,17 | 0,23 | 0,06 | 0,11 | 1 | | |
| R_t^L | 0,08 | 0,06 | 0,02 | 0,08 | 0,84 | 1 | |
| CRB_t | 0,05 | 0,21 | -0,02 | 0,10 | 0,35 | 0,32 | 1 |

FIG. 4-15: Réponse de l'inflation à un choc de politique monétaire



TAB. 4.8: Tests sur les résidus du VAR(4) incluant CRB parmi les variables endogènes

| | Résidus des équations | | | | | | |
|--|-----------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| | y_t | l_t | π_t^w | π_t | R_t^M | R_t^L | CRB_t |
| Autocorrélation à l'ordre : | | | | | | | |
| 1 | -0,019 | -0,016 | 0,009 | -0,006 | 0,007 | -0,005 | -0,049 |
| 2 | -0,039 | -0,049 | -0,030 | -0,022 | 0,039 | -0,012 | -0,059 |
| 3 | -0,013 | -0,032 | -0,042 | -0,070 | 0,079 | 0,060 | 0,012 |
| 4 | 0,113 | 0,032 | -0,044 | -0,111 | 0,057 | 0,079 | 0,048 |
| Ecart-type asymptotique : 0,080 | | | | | | | |
| Test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey : | | | | | | | |
| Ordre 1 : LM stat (p -stat) | 1,738 (0,187) | 0,818 (0,365) | 0,115 (0,733) | 0,044 (0,833) | 0,177 (0,673) | 0,076 (0,781) | 5,098 (0,023) |
| Ordre 1 à 4 : LM stat (p -stat) | 4,490 (0,343) | 4,402 (0,354) | 4,464 (0,346) | 7,775 (0,100) | 8,196 (0,084) | 4,734 (0,315) | 14,948 (0,005) |
| Test d'hétéroscédasticité : | | | | | | | |
| Statistique de White (p -stat) | 70,86 (0,087) | 70,61 (0,090) | 57,82 (0,407) | 68,43 (0,123) | 99,03 (0,000) | 104,91 (0,000) | 62,83 (0,247) |
| Test de normalité* : | | | | | | | |
| Skewness (p -stat) | 0,329 (0,092) | -0,018 (0,924) | 0,466 (0,017) | 0,049 (0,801) | 0,206 (0,292) | 0,026 (0,892) | 0,028 (0,884) |
| Kurtosis (p -stat) | 3,136 (0,727) | 2,617 (0,329) | 3,636 (0,104) | 2,400 (0,126) | 3,280 (0,474) | 2,839 (0,682) | 1,961 (0,008) |
| Jarque-Bera (p -stat) | 2,951 (0,228) | 0,960 (0,618) | 8,293 (0,015) | 2,397 (0,301) | 1,621 (0,444) | 0,185 (0,911) | 7,026 (0,029) |
| Tests joints sur les résidus du VAR : | | | | | | | |
| Test d'autocorrélation à l'ordre 1 : LM stat = 64,69 (p -stat) (0,065) | | | | | | | |
| Test d'hétéroscédasticité : White stat = 1925,65 (p -stat) (0,000) | | | | | | | |
| Test de normalité : Jarque-Bera = 23,43 (p -stat) (0,053) | | | | | | | |

* : dans un cadre multivarié, le test de Jarque-Bera s'applique sur des résidus orthogonaux. La décomposition de Cholesky est utilisée afin d'obtenir des résidus orthogonaux.

Note : l'hypothèse nulle pour le test de Breusch-Godfrey est l'absence d'autocorrélation ; l'hypothèse nulle pour le test de White est l'absence d'hétéroscédasticité ; l'hypothèse nulle pour le test de Jarque-Bera est la normalité.

TAB. 4.9: Tests sur les résidus du VAR(4) considérant CRB comme une variable exogène

| | Résidus des équations | | | | | |
|--|-----------------------|-------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| | y_t | l_t | π_t^w | π_t | R_t^M | R_t^L |
| Autocorrélation à l'ordre : | | | | | | |
| 1 | -0,009 | -0,004 | 0,010 | -0,002 | 0,026 | 0,004 |
| 2 | -0,026 | -0,043 | -0,040 | 0,011 | 0,068 | -0,018 |
| 3 | -0,025 | -0,031 | -0,030 | -0,027 | 0,115 | 0,068 |
| 4 | 0,113 | 0,058 | -0,051 | -0,093 | 0,084 | 0,136 |
| Ecart-type asymptotique : 0,080 | | | | | | |
| Test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey : | | | | | | |
| Ordre 1 : LM stat (p -stat) | 0,543 (0,461) | 0,073 (0,786) | 0,221 (0,637) | 0,004 (0,948) | 2,011 (0,156) | 0,043 (0,834) |
| Ordre 1 à 4 : LM stat (p -stat) | 3,542 (0,471) | 3,072 (0,545) | 8,456 (0,076) | 6,762 (0,148) | 17,507 (0,001) | 8,065 (0,089) |
| Test d'hétéroscédasticité : | | | | | | |
| Statistique de White (p -stat) | 55,08 (0,288) | 58,20 (0,199) | 60,43 (0,148) | 68,17 (0,044) | 93,07 (0,000) | 104,18 (0,000) |
| Test de normalité* : | | | | | | |
| Skewness (p -stat) | 0,566 (0,003) | -0,035 (0,855) | 0,360 (0,066) | 0,135 (0,491) | 0,185 (0,344) | -0,020 (0,915) |
| Kurtosis (p -stat) | 3,811 (0,038) | 2,725 (0,483) | 3,298 (0,446) | 2,325 (0,085) | 3,299 (0,444) | 3,622 (0,112) |
| Jarque-Bera (p -stat) | 12,641 (0,001) | 0,523 (0,769) | 3,953 (0,138) | 3,431 (0,179) | 1,476 (0,477) | 2,529 (0,282) |
| Tests joints sur les résidus du VAR : | | | | | | |
| Test d'autocorrélation à l'ordre 1 : LM stat = 55,59 (p -stat) (0,019) | | | | | | |
| Test d'hétéroscédasticité : White stat = 1370,48 (p -stat) (0,000) | | | | | | |
| Test de normalité : Jarque-Bera = 24,55 (p -stat) (0,017) | | | | | | |

* : dans un cadre multivarié, le test de Jarque-Bera s'applique sur des résidus orthogonaux. La décomposition de Cholesky est utilisée afin d'obtenir des résidus orthogonaux.

Note : l'hypothèse nulle pour le test de Breusch-Godfrey est l'absence d'autocorrélation ; l'hypothèse nulle pour le test de White est l'absence d'hétéroscédasticité ; l'hypothèse nulle pour le test de Jarque-Bera est la normalité.

F Effets de lissage et de *pass-through*

L'équation sur le taux des crédits est donnée par :

$$\hat{R}_t^L = \frac{\beta\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2} E_t\{\hat{R}_{t+1}^L\} + \frac{\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2} \hat{R}_{t-1}^L + \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)}{1 + \beta(\tau_L)^2} \hat{R}_t^M. \quad (\text{F.51})$$

La règle de politique monétaire simplifiée est donnée par :

$$\hat{R}_t^M = \rho_r \hat{R}_{t-1}^M + \varepsilon_t. \quad (\text{F.52})$$

Le choc de politique monétaire est défini par :

$$\varepsilon_t = \rho_\varepsilon \varepsilon_{t-1} + u_t. \quad (\text{F.53})$$

Afin d'évaluer l'effet de lissage et l'effet de *pass-through*, nous cherchons une solution de la forme suivante

$$\hat{R}_t^L = \phi_1 \hat{R}_{t-1}^L + \phi_2 \hat{R}_t^M + \phi_3 \varepsilon_t, \quad (\text{F.54})$$

où ϕ_1 correspond à l'effet de lissage et ϕ_2 et ϕ_3 représentent l'effet de *pass-through* provenant du taux d'intérêt du marché monétaire et du choc de politique monétaire. En $t + 1$, la solution que nous cherchons s'écrit de la forme suivante :

$$\hat{R}_{t+1}^L = \phi_1 \hat{R}_t^L + \phi_2 \hat{R}_{t+1}^M + \phi_3 \varepsilon_{t+1}. \quad (\text{F.55})$$

Nous remplaçons \hat{R}_{t+1}^L dans l'équation (F.51) par son expression définie par l'équation (F.55) et nous obtenons :

$$\begin{aligned} \hat{R}_t^L &= \frac{\beta\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2} (\phi_1 \hat{R}_t^L + \phi_2 E_t\{\hat{R}_{t+1}^M\} + \phi_3 E_t\{\varepsilon_{t+1}\}) + \frac{\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2} \hat{R}_{t-1}^L \\ &\quad + \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)}{1 + \beta(\tau_L)^2} \hat{R}_t^M. \end{aligned}$$

Nous remplaçons \hat{R}_t^L , \hat{R}_{t+1}^M et ε_{t+1} dans l'équation précédente par leurs expressions pouvant être obtenues à partir des équations (F.52), (F.53) et (F.54) et nous obtenons :

$$\begin{aligned} \hat{R}_t^L &= \frac{\beta\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2} \left[\phi_1 (\phi_1 \hat{R}_{t-1}^L + \phi_2 \hat{R}_t^M + \phi_3 \varepsilon_t) + \phi_2 (\rho_r \hat{R}_t^M + \rho_\varepsilon \varepsilon_t + E_t\{u_{t+1}\}) \right. \\ &\quad \left. + \phi_3 (\rho_\varepsilon \varepsilon_t + E_t\{u_{t+1}\}) \right] + \frac{\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2} \hat{R}_{t-1}^L + \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)}{1 + \beta(\tau_L)^2} \hat{R}_t^M. \quad (\text{F.56}) \end{aligned}$$

En remarquant que $E_t \{u_{t+1}\} = 0$, nous obtenons en combinant les équations (F.54) et (F.56) les conditions identifiantes suivantes :

$$\begin{aligned}\phi_1 &= \frac{\beta\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2}\phi_1^2 + \frac{\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2}, \\ \phi_2 &= \frac{\beta\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2}(\phi_1\phi_2 + \phi_2\rho_r) + \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)}{1 + \beta(\tau_L)^2}, \\ \phi_3 &= \frac{\beta\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2}(\phi_1\phi_3 + \phi_2\rho_\varepsilon + \phi_3\rho_\varepsilon).\end{aligned}$$

De la première condition, nous obtenons :

$$\begin{aligned}0 &= \frac{\beta\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2}\phi_1^2 - \phi_1 + \frac{\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2}, \\ \Rightarrow \phi_1 &= \tau_L.\end{aligned}$$

De la deuxième condition, nous obtenons :

$$\begin{aligned}\phi_2(1 - \beta\tau_L\rho_r) &= (1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L), \\ \Rightarrow \phi_2 &= \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)}{(1 - \beta\tau_L\rho_r)}.\end{aligned}$$

De la troisième condition, nous obtenons :

$$\begin{aligned}\phi_3(1 - \frac{\beta\tau_L(\tau_L + \rho_\varepsilon)}{1 + \beta(\tau_L)^2}) &= \frac{\beta\tau_L}{1 + \beta(\tau_L)^2} \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)}{(1 - \beta\tau_L\rho_r)}\rho_\varepsilon, \\ \Rightarrow \phi_3 &= \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)\beta\tau_L\rho_\varepsilon}{(1 - \beta\tau_L\rho_r)(1 - \beta\tau_L\rho_\varepsilon)}.\end{aligned}$$

L'équation définissant le taux d'intérêt sur les crédits peut donc s'écrire :

$$\hat{R}_t^L = \tau_L \hat{R}_{t-1}^L + \phi_2 \hat{R}_t^M + \phi_3 \varepsilon_t,$$

avec :

$$\begin{aligned}\phi_2 &= \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)}{(1 - \beta\tau_L\rho_r)}, \\ \phi_3 &= \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)\beta\tau_L\rho_\varepsilon}{(1 - \beta\tau_L\rho_r)(1 - \beta\tau_L\rho_\varepsilon)}.\end{aligned}$$

L'effet de lissage est mesuré par τ_L et l'effet de *pass-through* est mesuré par ϕ_2 et ϕ_3 ,

Le paramètre ϕ_2 dépend des rigidités sur le taux des crédits (τ_L) ainsi que du comportement de lissage de la banque centrale (ρ_r). Ce paramètre regroupe une composante de l'effet de *pass-through* générée par une variation ponctuelle du taux d'intérêt du

marché monétaire (ϕ_2^a) et une composante résultant du comportement de lissage de la banque centrale (ϕ_2^b). Si la banque centrale ne pratique pas un lissage du taux du marché monétaire ($\rho_r = 0$), alors nous obtenons $\phi_2 = \phi_2^a = (1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)$. Lorsque la banque centrale pratique un lissage du taux du marché monétaire, alors nous obtenons une situation plus générale donnée par :

$$\begin{aligned}\phi_2 &= \phi_2^a + \phi_2^b \\ &= (1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L) + \frac{(1 - \beta\tau_L)(1 - \tau_L)\beta\tau_L\rho_r}{(1 - \beta\tau_L\rho_r)}.\end{aligned}$$

G Résultats de l'analyse contrefactuelle pour la zone euro

FIG. 4-16: Modification des paramètres de Calvo sur les prix et sur les salaires pour la zone euro

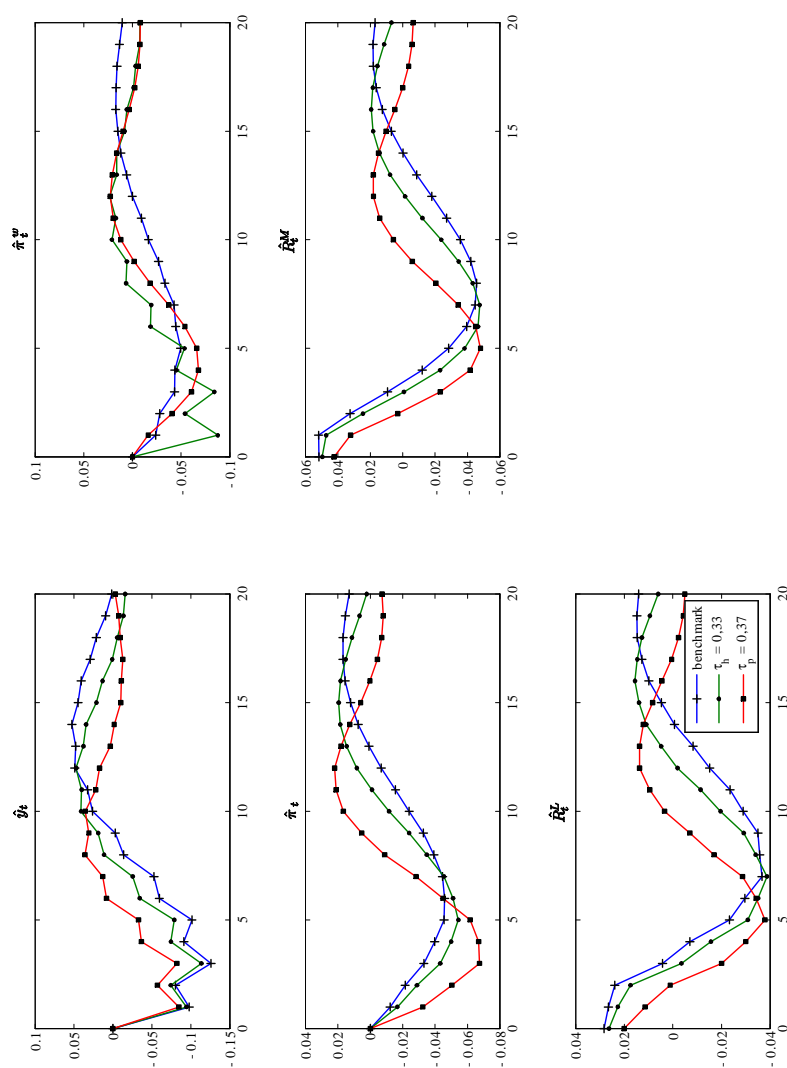
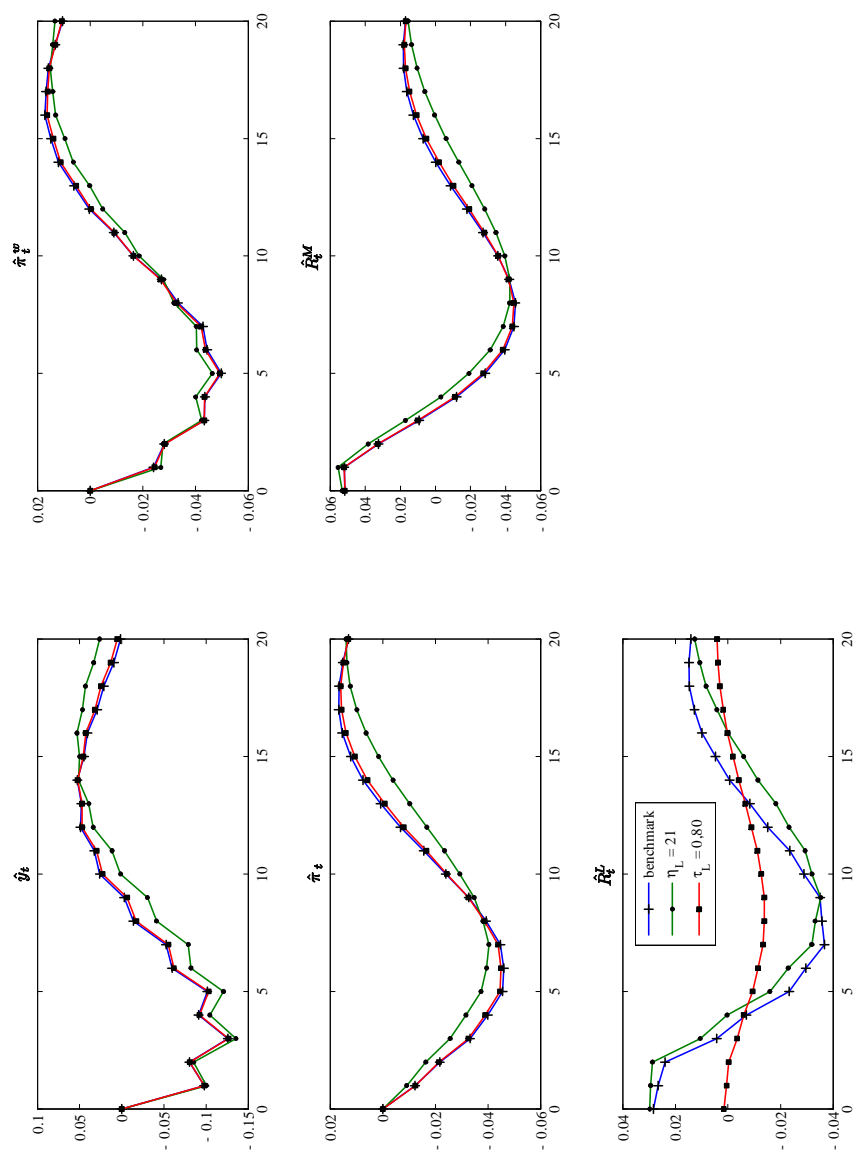


FIG. 4-17: Modification du paramètre de Calvo sur les taux d'intérêt des crédits pour la zone euro



Conclusion générale

Au cours de cette thèse, nous nous sommes intéressés aux fluctuations de court terme sur le marché du crédit et à leurs implications pour les actions de la banque centrale. Plus précisément, nous nous sommes focalisés sur trois points importants dans la détermination des dynamiques de court terme sur le marché du crédit : les mouvements de capitaux, la réglementation bancaire et la politique monétaire.

De fortes entrées de capitaux peuvent être à l'origine d'un boom sur le marché du crédit. Les pays émergents, caractérisés généralement par une libéralisation récente de leurs systèmes financiers et une faible flexibilité de leur régime de change, peuvent présenter des conditions propices à ce type de phénomène. Dans le premier chapitre de cette thèse, nous portons notre attention sur la situation de la Chine. La libéralisation et l'ouverture progressive du système financier chinois a conduit la PBC à renoncer à certains de ses instruments directs de régulation du marché du crédit. Par ailleurs, d'importantes accumulations de réserves de change, résultant d'afflux nets de capitaux spéculatifs, d'excédents de la balance courante et d'entrées nettes d'IDE, ont créé des conditions favorables à une progression rapide des crédits. Les implications pour l'équilibre macroéconomique sont doubles. D'une part, une trop forte expansion des crédits peut provoquer un accroissement incontrôlé de la masse monétaire et ainsi être préjudiciable à la stabilité des prix. D'autre part, compte tenu de la fragilité du système bancaire et du faible développement de la réglementation prudentielle, une croissance excessive des crédits peut conduire à une détérioration de la situation financière du

secteur bancaire. La PBC a donc eu recours à différentes mesures de stérilisation pour gérer les effets liés à des accumulations rapides de réserves de change.

Notre contribution consiste à évaluer empiriquement l'efficacité des interventions de stérilisation menées par la PBC. Dans un premier temps, dans le cadre d'un VECM, nous estimons une relation entre les réserves de change et les crédits sur la période 1997-2006. Les estimations nous permettent d'identifier une relation négative entre les réserves de change et les crédits, indiquant que la PBC est parvenue à ajuster à la baisse les crédits à mesure qu'elle accumulait des réserves de change. Cependant, les estimations montrent également que les ajustements à la baisse des crédits apparaissent insuffisants pour compenser complètement les accumulations de réserves de change, laissant ainsi place à un certain relâchement des conditions monétaires. Dans un second temps, nous nous intéressons plus précisément à la stratégie adoptée par la banque centrale pour gérer la forte accumulation de réserves de change. Différentes mesures de stérilisation ont été appliquées par la banque centrale et nous évaluons, dans le cadre de modèles VAR, avec des tests de causalité directe et indirecte, l'efficacité de ces différentes mesures. Les résultats des tests montrent ainsi que des opérations d'*open market* combinées avec des mesures administratives sur certaines banques ont permis à la banque centrale de conserver le contrôle des crédits. Nous observons également que les opérations d'*open market* combinées aux augmentations du taux de réserves obligatoires n'ont pas permis d'éviter des apparitions temporaires de liquidités excessives.

Pour mener ses opérations de stérilisation, la PBC a eu largement recours à son influence directe sur le secteur bancaire, ce qui illustre l'imparfaite libéralisation du marché du crédit. Ainsi, la PBC a pu efficacement vendre ses titres de stérilisation, imposer des restrictions quantitatives sur la progression des crédits de certaines banques et passer des instructions pour limiter l'octroi de crédits à certains secteurs. Cependant, ces mesures ont été coûteuses pour le secteur bancaire, ce qui va à l'encontre de la volonté des autorités chinoises de renforcer la situation financière des banques. La flexibilité encore limitée du système de change et la forte probabilité que les accumula-

tions rapides de réserves de change perdurent devraient conduire la PBC à diversifier sa stratégie. La création en 2007 de la *State Foreign Exchange Investment Company* (SFEIC) par les autorités chinoises est un premier signe de cette diversification.

Les normes prudentielles et les pratiques comptables jouent un rôle prépondérant pour garantir des développements soutenables de l'activité de crédit des banques. La BRI permet notamment de canaliser au niveau international les réflexions menées sur les dispositifs réglementaires et comptables favorables à la stabilité du marché du crédit. Une attention particulière a été accordée depuis le milieu des années 1980 à la réglementation sur les fonds propres des banques. Cette réglementation a permis de renforcer la solvabilité du secteur bancaire et de nombreux travaux se sont intéressés aux implications de cette réglementation sur le comportement d'offre de crédit des banques. Dans notre travail, nous nous intéressons à la réglementation sur les provisions pour pertes qui a donné lieu à moins d'analyses.

Notre contribution est dans un premier temps de développer un modèle théorique en équilibre partiel d'une firme bancaire représentative (chapitre 2). Différentes règles de provisionnement sont envisagées. Le modèle théorique et les simulations réalisées permettent ainsi d'analyser les fluctuations du marché du crédit dans le cadre de différents systèmes de provisionnement. Le caractère procyclique des crédits apparaît plus prononcé dans le cadre d'un système de provisionnement *ex post*. Ce résultat s'explique par les plus grandes variations au cours d'un cycle économique des provisions pour pertes dans un système *ex post*. La constitution d'un « matelas » de fonds propres au-delà du niveau minimum réglementaire ou l'adoption d'un système de provisionnement dynamique représentent deux solutions permettant d'éliminer l'effet procyclique du système de provisionnement sur les crédits. La mise en place d'un système de provisionnement dynamique semble être l'option la plus simple à mettre en place. Nos résultats plaident donc en faveur de l'adoption d'un système de provisionnement dynamique au détriment des systèmes de provisionnement *ex post* actuels.

D'un point de vue empirique, notre contribution est d'évaluer, à l'aide un panel de banques européennes sur la période 1992-2004, l'effet des provisions pour pertes sur les montants de crédits distribués (chapitre 3). Nous estimons des équations dynamiques sur données de panel. Nous avons donc recours à la méthode des moments généralisés pour réaliser nos estimations. Par ailleurs, l'approche retenue s'articule en deux étapes. Dans une première étape, nous estimons une équation sur les déterminants des provisions pour pertes, ce qui nous permet d'identifier une composante non discrétionnaire dans les provisions pour pertes et une composante discrétionnaire. Dans une seconde étape, nous nous intéressons aux variations des crédits distribués par les banques. Nos estimations nous permettent d'identifier une relation négative et significative entre les variations des crédits et la composante non discrétionnaire des provisions. De plus, cette relation s'avère plus prononcée pour les banques faiblement capitalisées. Enfin, la composante discrétionnaire des provisions pour pertes que nous identifions ne semble pas affecter significativement les variations des crédits. Ces résultats sont favorables à la mise en place par les régulateurs bancaires de systèmes de provisionnement dynamique. Ces systèmes permettraient de lisser au cours du cycle économique les provisions pour pertes constituées par les banques. Les résultats empiriques auxquels nous parvenons renforcent donc les résultats obtenus avec notre modèle théorique.

Dans le dernier chapitre de cette thèse, nous abordons les fluctuations sur le marché du crédit sous l'angle des décisions de politique monétaire. La mise en oeuvre de la politique monétaire se manifeste principalement par des ajustements du taux d'intérêt du marché monétaire. Le marché du crédit est donc affecté indirectement par les décisions de politique monétaire. De nombreuses analyses s'intéressent aux caractéristiques du marché du crédit pour expliquer la transmission des effets de la politique monétaire. Notre contribution est d'évaluer pour la zone euro et les Etats-Unis la répercussion (effet de *pass-through*) d'une modification du taux du marché monétaire sur le taux des crédits. Nous analysons également les déterminants de l'effet de *pass-through* ainsi que son rôle dans la transmission des effets de la politique monétaire.

Nous développons un modèle structurel de petite taille intégrant des rigidités réelles et nominales, dans la lignée de Woodford (2003), permettant d'analyser les effets d'un choc de politique monétaire. Le modèle est estimé sur la période 1991-2003 pour la zone euro et sur la période 1965-2005 pour les Etats-Unis avec la méthode développée par Rotemberg et Woodford (1997). Cette méthode consiste, à partir d'un modèle VAR, à minimiser la distance entre les fonctions de réponse théoriques et empiriques à un choc de politique monétaire. Les résultats des estimations montrent que les rigidités sur les taux d'intérêt des crédits sont significatives, conduisant à une répercussion incomplète à court terme du taux d'intérêt du marché monétaire sur le taux d'intérêt des crédits. Les taux de répercussion à un trimestre estimés sont de l'ordre de 70% pour la zone euro et les Etats-Unis. Les rigidités sur les taux d'intérêt des crédits ne sont pas les seuls déterminants du taux de répercussion. Le comportement de la banque centrale, en lissant le taux d'intérêt du marché monétaire, et la nature des chocs de taux d'intérêt affectant l'économie sont également des déterminants importants du taux de répercussion. Par ailleurs, le canal du coût marginal de production joue un rôle limité dans la transmission des effets de la politique monétaire. Les rigidités sur les taux d'intérêt des crédits apparaissent donc moins importantes que les rigidités sur les prix et les salaires pour répliquer les effets sur l'économie d'un choc de politique monétaire.

Différentes pistes de recherche se présentent à nous pour prolonger les travaux entrepris au cours de cette thèse.

Le premier chapitre illustre les risques pour la stabilité des conditions monétaires pouvant résulter d'accumulations rapides de réserves de change. La poursuite de nos réflexions pourrait porter sur le niveau optimal de réserves de change. L'application de cette problématique à la Chine a déjà donné lieu à différentes applications. Les critères utilisés pour évaluer le niveau optimal de détention de réserves de change renvoient à un motif de précaution et à un motif mercantiliste (Jeanne et Rancière, 2006). Cependant, Batten (1982) montre que l'évaluation de la détention de réserves de change peut également être appréhendée à partir d'un modèle de portefeuille. Une telle

approche, à notre connaissance, n'a pas donné lieu à une application sur la situation actuelle de la Chine.

Les réflexions menées sur le rôle des systèmes de provisionnement dans le caractère procyclique des crédits pourraient également être approfondies. Un prolongement du modèle théorique développé dans le deuxième chapitre pourrait consister à faire ressortir les effets de la réglementation sur les fonds propres. Cela nécessiterait notamment de modéliser les incitations pour la banque de détenir des fonds propres excédentaires. Ce prolongement permettrait ainsi d'illustrer comment la réglementation sur les fonds propres et la réglementation sur les provisions peuvent interagir dans la détermination du comportement d'offre de crédit de la banque. Plus précisément, la banque peut être amenée à utiliser ses fonds propres pour couvrir ses pertes attendues et ses pertes non attendues dans un système de provisionnement *ex post*. Il pourrait ainsi en résulter des ajustements plus fréquents du portefeuille de crédits pour ne pas violer les exigences réglementaires en fonds propres. D'autres prolongements du modèle théorique pourraient consister à prendre en compte un taux de marge variable dans le temps et des rigidités sur le taux des crédits. Ces prolongements permettraient d'enrichir les dynamiques du modèle.

La poursuite des travaux entrepris dans le troisième chapitre pourrait consister à appliquer la même démarche sur différentes zones géographiques, notamment sur les Etats-Unis et sur le Japon. Il serait en effet intéressant d'évaluer si le comportement non discrétionnaire de provisionnement ainsi que son implication sur les fluctuations des crédits sont sensiblement différents selon les zones géographiques. Les résultats de Hasan et Wall (2004) indiquent que les banques aux Etats-Unis, au Japon et au Canada ont des comportements de provisionnement différents mais ces auteurs n'approfondissent pas les implications de ces différences. De fortes distinctions entre les différentes zones pourraient ainsi conduire à des besoins réglementaires différents pour renforcer la stabilité du secteur bancaire.

Enfin, le prolongement des travaux réalisés dans le quatrième chapitre pourrait porter sur l'évaluation des effets d'un choc de crédit. Atta-Mensah et Dib (2007) s'inté-

ressent à cette problématique. En calibrant un modèle DSGE, ces auteurs montrent qu'un choc de crédit affecte de façon non négligeable les fluctuations de court terme de la production et de l'inflation. Il pourrait donc être intéressant de développer une approche empirique consistant à estimer les effets d'un choc de crédit dans le cadre d'un modèle DSGE. Par ailleurs, la spécificité du modèle d'Atta-Mensah et Dib (2007) réside dans le rôle joué par les intermédiaires financiers dans le financement de la production. Ces derniers sont nécessaires pour financer l'achat de biens intermédiaires utilisés comme intrants par les entreprises. Cette spécification contraste avec l'hypothèse généralement faite selon laquelle les crédits servent à payer les salaires avant la réalisation de la production (Rabanal, 2003, 2007 ; Hülsewig et al., 2006a ; Henzel et al., 2007). Il pourrait donc être également intéressant d'évaluer si le rôle joué par le canal du coût marginal de production dans la transmission des effets de politique monétaire ne dépend pas de la spécification retenue pour introduire les intermédiaires financiers dans le modèle.

Bibliographie

- Ahmed A., C. Takeda et S. Thomas (1999) : “Bank loan loss provisions : a re-examination of capital management, earnings management and signaling effects”, *Journal of Accounting and Economics*, 28, 1-26.
- Allen F. et D. Gale (2000) : “Comparing Financial Systems”, MIT Press (Eds.).
- Allen F., J. Qian et M. Qian (2003) : “Comparing China’s financial system”, *China Journal of Finance*, 1, 1-28.
- Allen F., J. Qian et M. Qian (2005a) : “Law, finance, and economic growth in China”, *Journal of Financial Economics*, 77, 57-116.
- Allen F., J. Qian et M. Qian (2005b) : “Will China’s financial system stimulate or impede the growth of its economy?”, Woodrow Wilson International Center for Scholars, Asia Program Special Report, 129, 33-41.
- Altunbas Y., O. Fazylov et P. Molyneux (2002) : “Evidence on the bank lending channel in Europe”, *Journal of Banking and Finance*, 26, 2093-2110.
- Amis P. et E. Rospars (2005) : “Surveillance prudentielle et évolution des normes comptables : un enjeu de stabilité financière”, Banque de France, *Revue de la Stabilité Financière*, 7, 49-62.
- Anderson J. (2005) : “How to think about China, Part 3 : Which way out for the banking system?”, UBS Investment Research : Asian Economic Perspectives.
- Anderson T. et C. Hsiao (1982) : “Formulation and estimation of dynamic models using panel data”, *Journal of Econometrics*, 18, 47-82.
- Anderson G. et G. Moore (1985) : “A linear algebraic procedure for solving linear perfect foresight models”, *Economics Letters*, 17, 247-252.
- Andrés J., J. Lopez-Salido et J. Vallés (2006) : “Money in an estimated business cycle model of the euro area”, *The Economic Journal*, 116, 457-477.
- Arellano M. et S. Bond (1991) : “Some tests of specification for panel data : Monte carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Arellano M. et O. Bover (1995) : “Another look at the instrumental variables estimation of error-components models”, *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Arellano M. et B. Honoré (2001) : “Panel data models : Some recent developments”, dans : *Handbook of Econometrics*, Heckman J. et E. Leamer (Eds.), 3229-3296, North-Holland.

- Arpa M., I. Giulini, A. Ittner et F. Pauer (2001) : "The influence of macroeconomic developments on Austrian banks : implications for banking supervision", BIS, Papers, 1, 91-116.
- Asea P. et B. Blomberg (1998) : "Lending cycles", *Journal of Econometrics*, 83, 89-128.
- Atta-Mensah J. et A. Dib (2007) : "Bank lending, credit shocks, and the transmission of canadian monetary policy", *International Review of Economics and Finance*, à paraître.
- Balke N. (2000) : "Credit and economic activity : credit regimes and nonlinear propagation of shocks", *Review of Economics and Statistics*, 82, 344-349.
- Baltagi B. (2005) : "Econometrics Analysis of Panel Data", John Wiley (Eds.).
- Banque Centrale Européenne (BCE) (2001) : "Fair value accounting in the banking sector", commentaires de la BCE sur : "Draft standard and basis for conclusions - financial instruments and similar items" du Financial Instruments Joint Working Group of Standard Setters.
- Banque Centrale Européenne (BCE) (2004) : "L'incidence de la comptabilisation en juste valeur sur le secteur bancaire européen sous l'angle de la stabilité financière", BCE, *Bulletin mensuel*, février 2004, 69-82.
- Banque Centrale Européenne (BCE) (2005) : "Nouvel accord de Bâle sur les fonds propres : principales caractéristiques et implications", BCE, *Bulletin mensuel*, janvier 2005, 49-58.
- Banque des Règlements Internationaux (BRI) (2001) : "Cycles et système financier", BRI, 71ème rapport annuel.
- Barnett S. (2004) : "Banking sector developments", IMF, Occasional Paper, no.232, 43-50.
- Barth J., R. Koepp et Z. Zhou (2004) : "Reforming China's banks", *The Milken Institute Review : A Journal of Economic Policy*, Second Quarter, 83-92..
- Barth M., W. Landsman et J. Wahlen (1995) : "Fair value accounting : Effects on banks' earnings volatility, regulatory capital, and value of contractual cash flows", *Journal of Banking and Finance*, 19, 577-605.
- Barth M. et V. Ramey (2001) : "The cost channel of monetary transmission", dans : NBER macroeconomics annual, Bernanke B. et K. Rogoff (Eds.), 199-240, MIT Press.
- Batten D. (1982) : "Central banks' demand for foreign reserves under fixed and floating exchange rates", Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, 64, 20-30.
- Beatty A., S. Chamberlain et J. Magliolo (1995) : "Managing financial reports of commercial banks : The influence of taxes, regulatory capital, and earnings", *Journal of Accounting Research*, 33, 231-261.
- Beaver W., C. Eger, S. Ryan et M. Wolfson (1989) : "Financial reporting and the structure of bank share prices", *Journal of Accounting Research*, 27, 157-178.
- Beaver W. et E. Engel (1996) : "Discretionary behavior with respect to allowances for loan losses and the behavior of security prices", *Journal of Accounting and Economics*, 22, 177-206.

- Beck T., A. Demirguc-Kunt et R. Levine (2001) : “The financial structure database”, dans : *Financial structure and economic growth : A cross-country comparison of banks, markets and development*, A. Demirguc-Kunt et R. Levine (Eds.), MIT Press.
- Benk S., M. Gillman et M. Kejak (2005) : “Credit shocks in the financial deregulatory era : Not the usual suspects”, *Review of Economic Dynamics*, 8, 668-687.
- Béranger F. et J. Teïletche (2003) : “Bâle 2 et la procyclicité”, *Revue d'Economie Financière*, 73, 227-250.
- Berger A., R. Herring et G. Szegő (1995) : “The role of capital in financial institutions”, *Journal of Banking and Finance*, 19, 393-430.
- Berger A., K. Kuester King et J. O'Brien (1991) : “The limitations of market value accounting and a more realistic alternative”, *Journal of Banking and Finance*, 15, 753-783.
- Berger A. et G. Udell (1994) : “Did risk-based capital allocate bank credit and cause a *credit crunch* in the United States?”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 26, 585-628.
- Berger A. et G. Udell (2004) : “The institutional memory hypothesis and the procyclicality of bank lending behavior”, *Journal of Financial Intermediation*, 13, 458-495.
- Bernanke B. (2007) : “The financial accelerator and the credit channel”, Federal Reserve Bank of Atlanta, Remarks at a conference on the credit channel of monetary policy in the twenty-first century.
- Bernanke B. et A. Blinder (1988) : “Credit, money, and aggregate demand”, *The American Economic Review*, 78, 435-439.
- Bernanke B. et M. Gertler (1995) : “Inside the black box : the credit channel of monetary policy transmission”, *Journal of Economic Perspectives*, 9, 27-48.
- Bernanke B. et C. Lown (1991) : “The credit crunch”, *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, 205-248.
- Bernard V., R. Merton et K. Palpu (1995) : “Mark-to-Market accounting for banks and thrifts : lessons from the danish experience”, *Journal of Accounting Research*, 33, 1-32.
- Bikker J. (2004) : “Cyclical patterns in profits, provisioning and lending of banks”, dans : *Competition and efficiency in a unified European banking market*, 241-273, Edward Elgar (Eds.).
- Bikker J. et P. Metzmakers (2005) : “Bank provisioning behavior and procyclicality”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15, 141-157.
- Bils M., et P. Klenow (2004) : “Some evidence on the importance of sticky prices”, *Journal of Political Economy*, 112, 947-985.
- Bliss R. et G. Kaufman (2002) : “Bank procyclicality, credit crunches, and asymmetric monetary policy effects : a unifying model”, *Journal of Applied Finance*, 13, 23-31.
- Bloem A. et C. Gorter (2000) : “The treat of nonperforming loans in macroeconomic statistics”, IMF, Working Paper, no.01/209.

- Blundell R. et S Bond (1998) : "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data model", *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Blundell R. et S Bond (2000) : "GMM estimation with persistent panel data : an application to production functions", *Econometric Reviews*, 19, 321-340.
- Bordo M., B. Eichengreen, D. Klingebiel et M. S. Martinez-Peria (2001) : "Financial crises : lessons from the last 120 years", *Economic Policy*, 16, 51-82.
- Borio C., W. English et A. Filardo (2003) : "A tale of two perspectives : old or new challenges for monetary policy ?", BIS, Working Paper, no.127.
- Borio C., C. Furfine et P. Lowe (2001) : "Procyclicality of the financial system and financial stability : issues and policy options", BIS, Papers, 1, 1-57.
- Borio C., N. Kennedy et S. Prowse (1994) : "Exploring aggregate asset price fluctuation across countries : measurement, determinants and monetary policy implications", BIS, Economic Papers, no.40.
- Borio C. et W. White (2004) : "Whither monetary and financial stability ? The implications of evolving policy regimes", BIS, Working Paper, no.147.
- Brinkmann E. et P. Horvitz (1995) : "Risk-based capital standards and the credit crunch", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 848-863.
- Brissimis S., H. Gibson et E. Tsakalotos (2002) : "A unifying framework for analysing off-setting capital flows and sterilization : Germany and the ERM", *International Journal of Finance and Economics*, 7, 63-78.
- Calvo G. (1983) : "Staggered prices in a utility-maximizing framework", *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Calza A., C. Gartner et J. Sousa (2003) : "Modelling the demand for loans to the private sector in the euro area", *Applied Economics*, 35, 107-117.
- Calza A., M. Manrique et J. Sousa (2006) : "Credit in the euro area : An empirical investigation using aggregate data", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, 211-226
- Calza A. et J. Sousa (2006) : "Output and inflation responses to credit shocks : are there threshold effects in the euro area", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 10, 1-21.
- Carletti E., P. Hartmann et G. Spagnolo (2007) : "Bank mergers, competition and liquidity", *Journal of Money, Credit and Banking*, à paraître.
- Cavallo M. et G. Majnoni (2001) : "Do banks provision for bad loans in good time? Empirical evidence and policy implications", World Bank, Working Paper, no.2619.
- Chami R. et T. Cosimano (2001) : "Monetary policy with a touch of Basel", IMF, Working Paper, no.01/151.
- Chen X., M. Skully et K. Brown (2005) : "Banking efficiency in China : application of DEA to pre- and post-deregulation eras : 1993-2000", *China Economic Review*, 16, 229-245.

- Cheung Y., M. Chinn et E. Fujii (2003) : “The Chinese economies in global context : The integration process and its determinants”, NBER, Working Paper, no.10047.
- Chisnall P. (2000) : “Fair value accounting – an industry view”, Bank of England, *Financial Stability Review*, 9, 146-153.
- Chow G. et A. Lin (1971) : “Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related series”, *Review of Economics and Statistics*, 53, 372-375.
- Chowdhury I., M. Hoffmann et A. Schabert (2006) : “Inflation dynamics and the cost channel of monetary transmission”, *European Economic Review*, 50, 995-1016.
- Christiano L., M. Eichenbaum et C. Evans (2005) : “Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy”, *Journal of Political Economy*, 113, 1-45.
- Chtourou S. (2006) : “Quel crédit accorder à la juste valeur des crédits?”, Université de Paris Dauphine, mimeo.
- Clarida R., J. Gali et M. Gertler (1999) : “The science of monetary policy : a new keynesian perspective”, *Journal of Economic Literature*, 37, 1661-1707.
- Clerc L., F. Drumetz et O. Jaudoin (2001) : “To what extent are prudential and accounting arrangements pro- or countercyclical with respect to overall financial conditions?”, BIS, Papers, 1, 197-210.
- Collins J., D. Shackelford et J. Whalen (1995) : “Bank differences in the coordination of regulatory capital, earnings, and taxes”, *Journal of Accounting Research*, 33, 263-291.
- Cortavarria L., C. Dziobek, A. Kanaya et I. Song (2000) : “Loan review, provisioning, and macroeconomic linkages”, IMF, Working Paper, no.00/195.
- De Bandt O. et P. Davis (2000) : “Competition, contestability and market structure in European banking sectors on the eve of EMU”, *Journal of Banking and Finance*, 24, 1045-1066.
- De Bandt O. et Oung V. (2004) : “Bilan des « stress tests » menés sur le système bancaire français”, Banque de France, *Revue de la Stabilité Financière*, 5, 55-72.
- De Bondt G. (2002) : “Retail bank interest rate pass-through : new evidence at the euro level”, ECB, Working Paper, no.136.
- Den Haan W., S. Sumner et G. Yamashiro (2006) : “Bank loan portfolios and the monetary transmission mechanism”, *Journal of Monetary Economics*, 54, 904-924.
- Diamond D. (1984) : “Financial intermediation and delegated monitoring”, *Review of Economic Studies*, 51, 393-414.
- Dixit A. et J. Stiglitz (1977) : “Monopolistic competition and optimum product diversity”, *The American Economic Review*, 67, 297-308.
- Dolado J. et H. Lutkepohl (1996) : “Making Wald test work for cointegrated VAR systems”, *Econometrics Review*, 15, 369-386.
- Dufour J.M., D. Pelletier et E. Renault (2005) : “Short run and long run causality in times series : inference”, *Journal of Econometrics*, 132, 337-362.

- Dufour J.M. et E. Renault (1998) : "Short run and long run causality in times series : theory", *Econometrica*, 66, 1099-1125.
- Ehrmann M., L. Gambarcota, J. Martinez-Pagès, P. Sevestre et A. Worms (2003) : "Financial system and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area", dans : Monetary policy transmission in the euro area, I. Angeloni, A. Kashyap et B. Mojon (Eds.), Cambridge University Press.
- Eichenbaum M. et J. Fisher (2004) : "Evaluating the Calvo model of sticky prices", NBER, Working Paper, no.10617.
- Eichengreen B. (2004) : "Chinese currency controversies", CEPR, Discussion Paper, no.4375.
- Enria A. (2004) : "Fair value accounting and financial stability", ECB, Occasional Paper Series, no.13.
- Erceg C., D. Henderson et A. Levin (2000) : "Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts", *Journal of Monetary Economics*, 46, 281-313.
- Escolano J. (1997) : "Tax Treatment of Loan Losses of Banks," dans : Banking soundness and monetary policy, W. Alexander, J. Davis, L. Ebrill et C. Lindgren (Eds.), 148-182, IMF.
- Eurasfi (2006) : "La Chine : un colosse financier?", Vuibert (Eds.).
- Fagan G., J. Henry et R. Mestre (2005) : "An area-wide model (AWM) for the euro area", *Economic Modelling*, 22, 39-59.
- Fendel R. et M. Frenkel (2006) : "Five years of European single monetary policy : Is the ECB rule-based?", *Contemporary Economic Policy*, 24, 106-115.
- Fernandez de Lis S., J. Martinez Pagès et J. Saurina (2001) : "Credit growth, problem loans and credit risk provisioning in Spain", BIS, Papers, 1, 331-353.
- Flandrin-Le Maire G. (2003) : "L'impact macroéconomique de la norme IAS 39", *Revue d'Economie Financière*, 71, 123-149.
- Fond Monétaire International (FMI) (1998) : "Financial crises : characteristics and indicators of vulnerability", IMF, World Economic Outlook.
- Fond Monétaire International (FMI) (2000) : "Asset prices and the business cycle", IMF, World Economic Outlook.
- Fond Monétaire International (FMI) (2004) : "Are credit booms in emerging markets a concern?", IMF, World Economic Outlook.
- Freixas X. et D. Tsomocos (2004) : "Book vs. fair value accounting in banking, and intertemporal smoothing", Oxford Financial Research Centre, Working Paper Series, no.2004-FE-13.
- Fuhrer J. (2000) : "Habit formation in consumption and its implications for monetary policy models", *The American Economic Review*, 90, 367-390.
- Fung H., W. Leung et J. Zhu (2004) : "Nondeliverable forward market for Chinese RMB : A first look", *China Economic Review*, 15, 348-352.

- Furfine C. (2001) : "Bank portfolio allocation : the impact of capital requirements, regulatory monitoring and economic conditions", *Journal of Financial Services Research*, 20, 33-56.
- Garcia-Herrero A., S. Gavila et D. Santabarbara (2006) : "China's banking reform : an assessment of its evolution and possible impact", *CESifo Economic Studies*, 52, 304-363.
- Genberg H., R. McCauley, Y. Park, et A. Persaud (2005) : "Official reserves and currency management in Asia : myth, reality and the future", CEPR, Geneva Reports on the World Economy, no.7.
- Gerdesmeier D. et B. Roffia (2004) : "Empirical estimates of reaction functions for the euro area", *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 140, 37-66.
- Giannoni M. et M. Woodford (2004) : "Optimal inflation targeting rules", dans : The inflation targeting debate, Bernanke B. et M. Woodford (Eds.), 93-162, University of Chicago Press.
- Goldstein M. et N. Lardy (2003) : "Two-stage currency reform for china", Asian Wall Street Journal, September 12.
- Goldstein M. et N. Lardy (2005) : "China's role in the revived Bretton Woods system : A case of mistaken identity", Institute for International Economics, Working Paper, no.05-02.
- Gourinchas P.O., R. Valdés et O. Landerretche (2001) : "Lending booms : Latin America and the world", NBER, Working Paper, no.8249.
- Green S. (2005) : "Making monetary policy work in China : a report from the money market front line", Stanford Center for International Development, Working Paper, no.245.
- Greenawalt M. et J. Sinkey (1988) : "Bank loan-loss provisions and the income-smoothing hypothesis : An empirical analysis, 1976-1984", *Journal of Financial Services Research*, 1, 301-318.
- Greenwald B. et J. Stiglitz (1990) : "Macroeconomic models with equity and credit rationing", NBER, Working Paper, no.3533.
- Gunter F. (2004) : "Capital flight from China : 1984-2001", *China Economic Review*, 15, 63-85.
- Guttentag J. et R. Herring (1984) : "Credit rationing and financial disorder", *Journal of Finance*, 39, 1359-82.
- Guttentag J. et R. Herring (1986) : "Disaster myopia in international banking", Princeton University, Essays in International Finance, 164.
- Hagiwara A. (2004) : "Reserve accumulation, sterilization and policy dilemma", Asian Development Bank, ERD Policy Brief, no.31.
- Hamilton J. (1994) : "Time series analysis", Princeton University Press (Eds.).

- Hancock D. A. Laing, et J. Wilcox (1995) : "Bank capital shocks : Dynamic effects on securities, loans, and capital ", *Journal of Banking and Finance*, 19, 661-677.
- Hancock D. et J. Wilcox (1994) : "Bank capital and the credit crunch : The roles of risk-weighted and unweighted capital regulations", *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 22, 59-94.
- Hancock D. et J. Wilcox (1998) : "The credit crunch and the availability of credit to small businesses", *Journal of Banking and Finance*, 22, 983-1014.
- Hasan I. et L. Wall (2004) : "Determinants of the loan loss allowance : Some cross-country comparisons", *The Financial Review*, 39, 129-152.
- Hawkins J. et P. Turner (1999) : "Bank restructuring in practice : an overview", BIS, Policy Papers, 6, 6-105.
- Hayo B. et B. Hofmann (2006) : "Comparing monetary policy reaction functions : ECB versus Bundesbank", *Empirical Economics*, 3, 645 662.
- Henzel S., O. Hülsewig, E. Mayer et T. Wollmershäuser (2007) : "The price puzzle revisited : can the cost channel explain a rise in inflation after a monetary policy shock ?", CESifo, Working Paper, no.2039.
- Hernández L. et O. Landerretche (2002) : "Capital inflows and credit booms, and macroeconomic vulnerability : the cross-country experience", dans : Banking financial integration and international crises, L. Hernández et K Schmidt-Hebbel (Eds.), Central Bank of Chile.
- Higgins M. et T. Klitgaard (2004) : "Reserve accumulation : implication for global capital flows and financial markets", Federal Reserve Bank of New York, Current Issues in Economics and Finance, no.10.
- Hofmann B. (2004) : "The determinants of private sector credit in industrialised countries : do property prices matter ?", *International Finance*, 7, 203-234.
- Hoggarth G. et D. Pain (2002) : "Bank provisioning : the UK experience", Bank of England, *Financial Stability Review*, 12, 116-127.
- Hoggarth G., R. Reis et V. Saporta (2002) : "Costs of banking system instability : Some empirical evidence", *Journal of Banking and Finance*, 26, 825-855.
- Honohan P. et D. Klingebiel (2003) : "The fiscal cost implications of an accommodating approach to banking crises", *Journal of Banking and Finance*, 27, 1539-1560.
- Hu F. (2003) : "China's credit boom : causes and implications", Stanford Center for International Development, Conference on China's Market Reforms.
- Hülsewig O., P. Winker et A. Worms (2004) : "Bank lending and monetary policy transmission : A VECM analysis for Germany", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 224, 511-529.
- Hülsewig O., E. Mayer et T. Wollmershäuser (2006a) : "Bank behavior and the cost channel of monetary transmission", CESifo, Working Paper, no.1813.

- Hülsewig O., E. Mayer et T. Wollmershäuser (2006b) : “Bank loan supply and monetary policy transmission in Germany : An assessment based on matching impulse responses”, *Journal of Banking and Finance*, 30, 2893-2910.
- Ireland P. (2004) : “Money’s role in the monetary business cycle”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, 969-984.
- Ireland P. (2006) : “Changes in the Federal Reserve’s Inflation Target : Causes and Consequences”, Boston College, mimeo.
- Ito T. et Y.N. Sasaki (2002) : “Impacts of the Basle capital standard on Japanese banks’ behavior”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 16, 372-97.
- Jackson P., C. Furfine, H. Groeneveld, D. Hancock, D. Jones, W. Perraudin, L. Radecki et M. Yoneyama (1999) : “Capital requirements and bank behavior : The impact of the Basle accord”, Basle Committee on the Banking Supervision, Working Paper, no.1.
- Jackson P. et D. Lodge (2000) : “Fair value accounting, capital standards, expected loss provisioning and financial stability”, Bank of England, *Financial Stability Review*, 8, 105-125.
- Jaudoin O. (2001) : “Une proposition pour améliorer la stabilité : le provisionnement dynamique”, Banque de France, *Bulletin mensuel*, 95, 109-120.
- Jeanne O. et R. Rancière (2006) : “The optimal level of international reserves for emerging market countries : Formulas and applications”, IMF, Working Paper, no.06/229
- Jiménez G. et J. Saurina (2006) : “Credit cycles, credit risk, and prudential regulation”, *International Journal of Central Banking*, 2, 65-98.
- Johansen S. et K. Juselius (1990) : “Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration-with applications to the demand for money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Joint Working Group of Standard Setters (JWGSS) (2000) : “Financial instruments and similar items”, Draft Standards and Basis for Conclusions.
- Jokipii T. et A. Milne (2006) : “The cyclical behaviour of european bank capital buffers”, Bank of Finland, Discussion Paper, no.17/2006.
- Jordan J., J. Peek et E. Rosengren (2002) : “Credit risk modeling and the cyclicity of capital”, Federal Reserve Bank of Boston, paper prepared for a conference on Changes in risk through time : measurement and policy options, BIS, Basel.
- Kashyap A. et J. Stein (1995) : “The impact of monetary policy on bank balance sheets”, *Carnerige Rochester Conference Series on Public Policy*, 42, 151-195.
- Kashyap A., et J. Stein (2000) : “What do a million observations on bank say about the transmission of monetary policy”, *The American Economic Review*, 90, 407- 428.
- Kaufmann S. et J. Scharler (2006) : “Financial systems and the cost channel transmission of monetary policy shocks”, Oesterreichische Nationalbank, Working Paper, no.116.
- Keeton W. (1999) : “Does faster loan growth lead to higher loan losses?”, Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, Second Quarter, 57-75.

- Kiff J. et P. Mills (2007) : "Money for nothing and checks for free : Recent developments in the US subprime mortgage markets", IMF, Working Paper, no.07/188.
- Kimball M. (1995) : "The quantitative analytics of the basic neomonetarist model", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 1241-1277.
- King R. et R. Levine (1993) : "Finance and growth : Schumpeter might be right", *Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-737.
- Kishan R. et T. Opiela (2000) : "Bank size, bank capital, and the bank lending channel", *Journal of Money, Credit and Banking*, 32, 121-141.
- Kiyotaki N. et J. Moore (1997) : "Credit cycles", *Journal of Political Economy*, 105, 211-248.
- Kok Sørensen C. et T. Werner (2006) : "Bank interest rate pass-through in the euro area : a cross country comparison", ECB, Working Paper, no.580.
- Kopecky K. et D. VanHoose (2004) : "A model of the monetary sector with and without binding capital requirements", *Journal of Banking and Finance*, 28, 633-646.
- Lacoue-Labarthe D. (2003) : "L'évolution de la supervision bancaire et de la réglementation prudentielle (1945-1996)", *Revue d'Economie Financière*, 73, 39-63.
- Laeven L. et G. Majnoni (2003) : "Loan loss provisioning and economic slowdowns : Too much, too late?", *Journal of Financial Intermediation*, 12, 178-197.
- Leith C. et J. Malley (2005) : "Estimated general equilibrium models for the evaluation of monetary policy in the US and Europe", *European Economic Review*, 49, 2137-2159.
- Leland H. et D. Pyle (1977) : "Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation", *Journal of Finance*, 32, 371-387.
- Levieuge G. (2004) : "La neutralisation des mouvements et de l'impact des prix d'actifs doit-elle être du ressort de la politique monétaire?", *Revue d'Economie Financière*, 74, 253-284.
- Levine R. (1997) : "Financial development and economic growth : views and agenda", *Journal of Economic Literature*, 35, 688-726.
- Liu C., S. Ryan et J. Wahlen (1997) : "Differential valuation implications of loan loss provisions across banks and fiscal quarters", *The Accounting Review*, 72, 133-146.
- Lobo G. et D. Yang (2001) : "Bank managers' heterogeneous decisions on discretionary loan loss provisions", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 16, 223-250.
- Lown C. et D. Morgan (2006) : "The credit cycle and the business cycle : new findings using the loan officer opinion survey", *Journal of Money, Credit and Banking*, 38, 1575-1598.
- Lu D. (2004) : "China's capability to control its exchange rate", *China Economic Review*, 15, 343-347.
- Lütkepohl H. (2005) : "New introduction to multiple time series analysis", Springer-Verlag (Eds.).
- Lütkepohl H. et M. Kräzig (2004) : "Applied time series econometrics", H. Lütkepohl et M. Kräzig (Eds.), Cambridge University Press.

- Ma G. et B. Fung (2002) : “China’s asset management corporations”, BIS, Working Paper, no.115.
- Ma G., C. Ho et R. McCauley (2004) : “The markets for non-deliverable forwards in Asian currencies”, BIS, *Quarterly Review*, June 2004, 81-94.
- Ma G. et R. McCauley (2002) : “Rising foreign currency liquidity of banks in China”, BIS, *Quarterly Review*, September 2002, 67-74.
- Ma G. et R. McCauley (2003) : “Opening China’s capital account amid ample dollar liquidity”, BIS, Papers, no.15, 25-34.
- Ma G. et R. McCauley (2004) : “Effectiveness of China’s capital controls : some empirical evidence”, dans : Financial interdependence and exchange rate regimes in East Asia, M. Kawai (Eds.), 68-83, Korea Institute for International Economic Policy and Policy Research Institute, Ministry of Finance (Japan).
- Mann F. et I. Michael (2002) : “Dynamic provisioning : issues and application”, Bank of England, *Financial Stability Review*, 12, 128-136.
- Mathérat S. (2003) : “Juste valeur et évaluation des actifs : le point de vue des autorités prudentielles”, *Revue d’Economie Financière*, 71, 159-172.
- McCallum B. et E. Nelson (1999) : “An optimizing IS-LM specification for monetary policy and business cycle analysis”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 31, 296-316.
- Mésonnier J.S. et J.P. Renne (2004) : “Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro”, Banque de France, NER, no.117.
- Mo Y. (1999) : “A review of recent banking reforms in China”, BIS, Policy Papers, 7, 90-109.
- Moazzami B. (1999) : “Lending rate stickiness and monetary transmission mechanism : the case of Canada and the United States”, *Applied Financial Economics*, 9, 533-538.
- Montes-Negret F. (1995) : “China’s credit plan : an overview”, *Oxford Review of Economic Policy*, 11, 25-42.
- Neir E. et L. Zicchino (2006) : “Bank weakness, loan supply and monetary policy,” Bank of England, mimeo.
- Newey W. et K. West (1987) : “A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix”, *Econometrica*, 55, 703-708.
- Obstfeld M. (2006) : “The renminbi’s dollar peg at the crossroads”, CEPR, Discussion Papers, no.5771.
- Organisation de Coopération et de Développement Economiques (OCDE) (2005) : “Reformer le système financier pour soutenir l’économie de marché”, Etudes économiques de l’OCDE Chine, Volume 2005/13.
- Oung V. (2001) : “Considérations prudentielles sur la comptabilisation en «juste valeur» pour les établissements de crédit”, Banque de France, *Bulletin mensuel*, 95, 121-130.
- Pain D. (2003) : “The provisioning experience of the major UK banks : A small panel investigation”, Bank of England, Working Paper, no.177.

- Peek J. et E. Rosengren (1994) : “Bank real estate lending and the New England capital crunch”, *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 22, 33-58.
- Peek J. et E. Rosengren (1995) : “Bank regulation and credit crunch”, *Journal of Banking and Finance*, 19, 679-692.
- Peek J. E. Rosengren, G. Tootell (2003) : “Identifying the macroeconomic effect of loan supply shocks”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 35, 931-946.
- Peersman G. et F. Smets (2003) : “The monetary transmission mechanism in the euro area : evidence from VAR analysis”, dans : Monetary policy transmission in the euro area, I. Angeloni, A. Kashyap et B. Mojon (Eds.), Cambridge University Press.
- Pérez D., V. Salas Fumas et J. Saurina (2006) : “Earnings and capital management in alternative loan loss provision regulatory regimes”, Banco de España, Working Paper, no.0614.
- Phylaktis K. et Y. Kassimatis (1994) : “Black and official exchange rates in the Pacific Basin countries : an analysis of their long-run dynamics”, *Applied Economics*, 26, 399-407.
- Podpiera R. (2006) : “Progress in China’s banking sector reform : Has bank behavior changed?”, IMF, Working Paper, no.06/71.
- Pollin J.P. (1993) : “Comptabilité bancaire en valeur de marché : les arguments du débat”, *Revue d’Economie Financière*, 25, 209-225.
- Poveda R. (2000) : “Reform of the system of insolvency provisions”, Bank of Spain, Speech, 18 January 2000.
- Prasad E., T. Rumbaugh et Q. Wang (2005) : “Putting the cart before the horse? Capital account liberalization and exchange rate flexibility in China”, *China and World Economy*, 13, 3-20.
- Prasad E. et S. Wei (2005) : “The Chinese approach to capital inflows : Patterns and possible explanations”, NBER, Working Paper, no.11306.
- Pujal A. (2003) : “De Cooke à Bâle II”, *Revue d’Economie Financière*, 73, 65-76.
- Rabanal P. (2003) : “The cost channel of monetary policy : Further evidence for the United States and the euro area”, IMF, Working Paper, no.149.
- Rabanal P. (2007) : “Does inflation increase after a monetary policy tightening? Answers based on an estimated DSGE model”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31, 906-937.
- Rabanal P. et J. Rubio-Ramírez (2005) : “Comparing new keynesian models of the business cycle : A bayesian approach”, *Journal of Monetary Economics*, 52, 1151-1166.
- Rajan R. (1994) : “Why bank credit policies fluctuate : A theory and some evidence”, *The Quarterly Journal of Economics*, 109, 399-441.
- Ravenna P. et C. Walsh (2006) : “Optimal monetary policy with the cost channel”, *Journal of Monetary Economics*, 53, 199-216.

- Reimers H. (1991) : “Comparisons of tests for multivariate cointegration”, *Statistical Papers*, 33, 335-359.
- Reinsel G. et S. Ahn (1992) : “Vector autoregressive models with unit roots and reduced rank structure : estimation, likelihood ratio, and forecasting”, *Journal of Time Series analysis*, 13, 353-375.
- Rotemberg J. et M. Woodford (1997) : “An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy”, dans : NBER macroeconomics annual, Bernanke B. et J. Rotemberg (Eds.), 297-346, MIT Press.
- Roubini N. et B. Setser (2005a) : “China trip report”, Roubini Global Economics (RGE) Monitor.
- Roubini N. et B. Setser (2005b) : “Will the Bretton Woods 2 regime unravel soon? The risk of a hard landing in 2005-2006”, Federal Reserve Bank of San Francisco and UC Berkeley, Symposium on the Revived Bretton Woods system : a new paradigm for Asian development ?
- Rudebusch G. (2005) : “Monetary policy inertia : Fact or fiction?”, Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper, no.205-19.
- Rzepkowski B. (2004) : “Speculation on the Yuan”, CEPII, La lettre du CEPII, no.234.
- Sa S. (2006) : “Flux de capitaux et dynamisme du crédit dans les pays émergents”, Banque de France, *Revue de la Stabilité Financière*, 9, 51-69.
- Sahuc J.G. (2002) : “A hybrid monetary policy model : Evidence from the Euro Area”, *Applied Economics Letters*, 9, 949-955.
- Sander H. et S. Kleimeier (2004) : “Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration”, *Journal of International Money and Finance*, 23, 461-492.
- Setser B. (2006) : “The chinese conundrum : External financial strength, domestic financial weakness”, *CESifo Economic Studies*, 52, 364-395.
- Sharpe S. (1995) : “Bank capitalization, regulation, and the credit crunch : A critical review of the research findings”, Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series, no.95-20.
- Shrieves R. et D. Dahl (2002) : “Discretionary accounting and the behavior of Japanese banks under financial distress”, *Journal of Banking and Finance*, 27, 1219-1243.
- Smets F. et R. Wouters (2003) : “An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area”, *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123-1175.
- Smets F. et R. Wouters (2005) : “Comparing shocks and frictions in US and euro area business cycles : a bayesian DSGE approach”, *Journal of Applied Econometrics*, 20, 161-183.
- Takagi S. et T. Esaka (2001) : “Sterilization and the capital inflow problem in East Asia, 1987-97”, dans : Regional and global capital flows : macroeconomic causes and consequences, T. Ito et A. Krueger (Eds.), NBER-EASE, Vol. 10, The University of Chicago Press.

- Tanaka M. (2002) : "How do bank capital and capital adequacy regulation affect the monetary transmission mechanism?", CESifo, Working Paper, no.799.
- Toda H. et T. Yamamoto (1995) : "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes", *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Tung C. et S. Baker (2004) : "RMB revaluation will serve China's self-interest", *China Economic Review*, 15, 331-335.
- Van den Heuvel S. (2002) : "The bank capital channel of monetary policy", University of Pennsylvania, mimeo.
- Wagster J. (1999) : "The Basel accord of 1988 and the international credit crunch of 1989-1992", *Journal of Financial Services Research*, 15, 123-143.
- Wall L. et T. Koch (2000) : "Bank loan-loss accounting : A review of theoretical and empirical evidence", Federal Reserve Bank of Atlanta, *Economic Review*, 85, 1-19
- Walter J. (1991) : "Loan-loss reserves", Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Review*, July/August, 20-30.
- Wetmore J. et J. Brick (1994) : "Loan-loss provisions of commercial banks and adequate disclosure : A note", *Journal of Economics and Business*, 46, 299-305.
- Whalen J. (1994) : "The nature of information in commercial bank loan loss disclosures", *The Accounting Review*, 69, 455-478.
- Wong R. et S. Wong (2001) : "Competition in China's domestic banking industry", *Cato Journal*, 21, 19-41.
- Woo D. (2003) : "In search of *capital crunch* : supply factors behind the credit slowdown in Japan", *Journal of Money, Credit and Banking*, 35, 1019-38.
- Woo W.T. (2002) : "Some unorthodox thoughts on China's unorthodox financial sector", *China Economic Review*, 13, 388-393.
- Woodford M. (2003) : "Interest and prices : Foundation of a theory of monetary policy", Princeton University Press (Eds.).
- World Bank (2002) : "Bank loan classification and provisioning practices in selected developed and emerging countries", Finance Forum, June 19-21, 2002.
- Wu H. (2007) : "The chinese GDP growth rate puzzle : How fast has the chinese economy grown?", *Asian Economic Papers*, 6, 1-23.
- Xiaopu Z. (2003) : "Capital account management and its outlook in China", BIS, Papers, 15, 19-24.
- Xie P. (2004) : "China's monetary policy : 1998-2002", Stanford Center for International Development, Working Paper, no.217.
- Xu M. (2005) : "Resolution of non-performing loans in China", New York University, The Stern School of Business, mimeo.
- Yongding Y. (2004) : "China's capital flows liberalization and reform of exchange rate regime", dans : Financial interdependence and exchange rate regimes in East Asia, M. Kawai (Eds.), 130-154, Korea Institute for International Economic Policy and Policy Research Institute, Ministry of Finance (Japan).

-
- Zicchino L. (2006) : “A model of bank capital, lending and the macroeconomy : Basel I versus Basel II”, *Manchester School*, Supplement 2006, 74, 50-77.